N° 21-601-M au catalogue — N° 91
ISSN 1707-0376
ISBN 978-1-100-90388-0

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Transmission des prix le long de la chaîne d'approvisionnement en bœuf canadien et incidence de l'ESB

par Bishnu Saha et Verna Mitura

Division de l'agriculture
Immeuble Jean Talon, 12e étage,
170 promenade Tunney's Pasture
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone : 1-800-465-1991

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Statistique Canada
Division de l'agriculture

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Transmission des prix le long de la chaîne d'approvisionnement en bœuf canadien et incidence de l'ESB

1995 - 2006

Décembre 2008

N° 21-601-M au catalogue – N° 91

ISSN 1707-0376

ISBN 978-1-100-90388-0

Périodicité : hors série

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 21-601-M – N° 91).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de services à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
p	préliminaire
r	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
A	excellent
B	très bon
C	bon
D	acceptable
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Résumé

Cette étude porte sur la dynamique de la transmission des prix entre les marchés du bœuf canadien le long de la chaîne d'approvisionnement, ainsi que sur l'incidence de l'encéphalopathie spongiforme bovine (ESB) sur les prix. Nous estimons des modèles de prix de détail pour les provinces à l'origine de la plus grande partie de la demande nationale, ainsi que des modèles de prix agricoles pour les provinces productrices de bovins de boucherie. Nous estimons enfin un modèle du niveau de la transformation avec les prix nationaux de la transformation de la viande de bœuf et les prix agricoles provinciaux des bovins de boucherie.

Les résultats obtenus indiquent que, dans les grandes provinces consommatrices, les prix de la viande de bœuf au détail s'adaptent plus rapidement ou plus amplement aux augmentations qu'aux diminutions des prix de transformation. On doit ajouter que ces derniers prix ont les mêmes réactions par rapport aux hausses ou aux baisses des prix agricoles des bovins de boucherie en Ontario et au Québec. En Alberta et en Ontario, l'incidence de l'ESB sur les prix de détail a été légère et négative et, au Québec et en Colombie-Britannique, positive. On constate aussi que l'incidence de l'ESB sur les prix de transformation a été légère et positive. À l'inverse, on remarque une forte et persistante influence négative de l'ESB sur les prix agricoles, à en juger par les résultats des provinces productrices de bovins de boucherie.

1.0 Introduction

La structure de la chaîne d'approvisionnement en bœuf canadien évolue au gré des regroupements d'entreprises qui s'opèrent dans toute la chaîne et particulièrement aux niveaux de la transformation et du commerce de détail. Souvent, on a soulevé des questions au sujet des conséquences de ces regroupements et, plus particulièrement, des adaptations asymétriques des prix et de la croissance des marges, puisque les transformateurs et les détaillants sont généralement susceptibles d'influencer les résultats du marché. De tels sujets d'inquiétude ont fortement attiré l'attention au Canada pendant la crise de l'ESB[1] en 2003-2004, période où les prix de la viande de bœuf au détail sont revenus à leur niveau antérieur à cette crise après un petit choc initial passager, bien que les prix agricoles des bovins de boucherie aient diminué de façon marquée et soient restés nettement au-dessous des niveaux antérieurs à la crise. L'éventualité d'un comportement non concurrentiel des détaillants et des transformateurs est devenue un sujet d'actualité en raison de l'asymétrie de l'adaptation des prix.

1. Le sigle ESB désigne l'encéphalopathie spongiforme bovine, maladie cérébrale neurodégénérative des bovins qui peut se transmettre à l'humain (OMS, 2006). L'affection est en incubation de quatre à cinq ans, mais se révèle mortelle pour les bovins dans les quelques semaines ou mois qui suivent son apparition. L'ESB est devenue un objet d'attention dans le monde en 1986 lorsqu'elle a été diagnostiquée comme nouvelle forme de morbidité bovine au Royaume-Uni. Depuis, on l'a observée dans 23 pays (ACIA, 2006).

Le Bureau de la concurrence Canada a pris l'initiative de vérifier si toute conduite contraire à la *Loi sur la concurrence* avait pu agir sur l'établissement des prix de transformation pendant la crise de l'ESB. Un certain nombre d'études sont nées de cette initiative. Dans son examen avant-après des marchés de l'ESB, Love (2005) a fait valoir que les prix après ESB des bovins sur pied avaient subi l'influence de l'interdiction des importations aux États-Unis (diminution de la demande), tout comme du pouvoir de marché. Il en concluait qu'un modeste pouvoir du marché à des maillons multiples de la chaîne d'approvisionnement pourrait avoir aggravé l'effet sur les prix agricoles. Dans une autre étude des marchés canadien et américain de la viande de bœuf, Bessler (2005) fait observer que les contrats à terme des bovins à la bourse de marchandises de Chicago avaient pu influer sur les prix des bovins et du bœuf canadiens. Sa conclusion est que les prix de la viande de bœuf n'ont pas réagi aussi radicalement que les prix des bovins à la fermeture de la frontière canado-américaine provoquée par l'ESB. Se reportant à ces deux études, le Bureau de la concurrence a jugé n'avoir « découvert aucune indication de communications entre les entreprises de transformation pour coordonner des réductions des prix » pour conclure à son tour que les constatations « n'indiquent pas non plus de comportement commercial ou des pratiques de détermination des prix qui permettraient de croire à une collusion » (Bureau de la concurrence Canada, 2005a).

Lloyd et coll. (2006) ont étudié l'incidence qu'avait pu avoir l'ESB au Royaume-Uni (R.-U.) sur l'écart entre prix de détail et prix agricoles. Ils déclarent que la crise de l'ESB a eu des effets presque triples sur les prix agricoles par rapport aux prix de détail. Ils font valoir que, dans ce pays, le pouvoir de marché dans le secteur alimentaire a été source de variations de l'écart de prix entre le commerce de détail et le secteur agricole.

Dans toutes ces études, des données nationales ont servi à l'analyse, et on ne s'est pas attaché à la dynamique de l'adaptation des prix. Dans la plupart des cas, on y examine le marché de détail et le marché agricole, mais il convient de noter que la dynamique de l'adaptation des prix revêt un caractère régional ou provincial et que l'analyse ne saurait être complète sans un regard jeté sur le marché de la transformation, d'où l'intérêt d'une étude de la dynamique de la transmission des prix sur les marchés le long de la chaîne d'approvisionnement en bœuf canadien, ainsi que de l'incidence de l'ESB sur les prix du bœuf et des bovins.

Notre propos sera de regarder la dynamique d'adaptation entre les variations des prix de la viande de bœuf au détail et en transformation, et entre celles des prix du bœuf de transformation et des prix agricoles des bovins de boucherie en production. Nous allons également estimer les effets de l'ESB et des facteurs de marché qui entrent en jeu sur les prix de la viande de bœuf aux niveaux du commerce de détail, de la transformation et de l'élevage des marchés en question. Autant que nous sachions, les auteurs spécialisés n'ont jusqu'ici offert aucun traitement de la question en considérant le secteur du bœuf canadien au niveau provincial.

Notre exposé se divise en huit sections. La section 2 donne un aperçu de la notion de transmission des prix et de l'incidence de l'ESB sur ceux-ci. À la section 3, nous livrons une analyse théorique des marchés et des prix et, à la section 4, nous décrivons

sommairement les modèles empiriques. À la section 5, nous traitons des données et, à la section 6, nous exposons le cadre d'estimation dans ses grandes lignes. À la section 7, nous présentons et examinons les résultats empiriques et, dans une dernière section, nous livrons un certain nombre d'observations en conclusion.

2.0 Transmission des prix et ESB

Sur des marchés concurrentiels, les augmentations ou les diminutions des prix des intrants sont susceptibles de se transmettre en variations proportionnelles des coûts marginaux et donc des prix. On s'attend à ce que ces variations soient symétriques et réversibles, mais comme on le constate souvent, notamment dans le cas des marchés de détail, les prix de production sont plus sensibles à une augmentation qu'à une diminution des prix des intrants. Il y a asymétrie de la transmission des prix dans une situation où les variations des prix de production diffèrent en ordre de grandeur et/ou en rapidité de l'adaptation aux hausses et aux baisses des prix des intrants.

Les résultats de recherches empiriques font voir trois types d'asymétrie de la transmission des prix dans les chaînes d'approvisionnement agroalimentaire : (i) éléments d'asymétrie à court terme de l'*ordre de grandeur de la transmission* des prix agricoles au marché de la transformation et de là au marché de détail; (ii) éléments d'asymétrie à court terme de la *rapidité d'adaptation* entre les prix des divers marchés; (iii) asymétrie de l'adaptation des prix en aval à l'équilibre théorique à long terme, comme la manifeste la variation de la rapidité d'adaptation des séries de prix aux écarts positifs ou négatifs par rapport à l'équilibre à long terme. Il est question dans un certain nombre d'études de transmission asymétrique des prix dans la chaîne d'approvisionnement agroalimentaire, mais les explications données des causes demeurent provisoires et souvent contestées. Parmi les causes mentionnées, il y a d'abord la présence d'un pouvoir de marché qui est évoquée par la plupart des auteurs spécialisés, catégorie suivie de celle des coûts d'adaptation (Kinnucan et Forker, 1987).

L'oligopole et l'oligopsone comme pouvoir de marché peuvent concourir à l'asymétrie des adaptations des prix sur les marchés des produits agroalimentaires. On voit aussi dans les coûts d'adaptation au détail et en transformation des causes des facteurs d'asymétrie de la transmission des prix, mais on peut aussi considérer théoriquement les arguments présentés pour une adaptation des prix des intrants qui serait plus rapide et/ou plus complète à une augmentation des prix des intrants qu'à une diminution (Peltzman, 2000). Ajoutons que les facteurs de marché et les chocs exogènes peuvent exercer une influence sur les prix le long de la chaîne d'approvisionnement agroalimentaire, ce qui pourrait se traduire par des adaptations asymétriques (Goodwin et Holt, 1999).

On peut théoriquement décrire l'incidence de l'ESB sur les marchés du bœuf canadien comme un choc qu'a subi la demande au détail ainsi que la production agricole. Les préoccupations des consommateurs en matière de salubrité alimentaire dans le cas de l'ESB pourraient avoir influé sur la demande au détail et donc sur les résultats de marché. Avant 2003, l'incidence de la maladie, s'il y en avait une, aurait sans doute été plus un

choc pour la demande au détail, puisque les médias avaient surtout agité les questions de salubrité des aliments. En mai 2003, le principal pays importateur de bovins canadiens, à savoir les États-Unis, a imposé une interdiction totale d'importer des bovins sur pied et de viande de bœuf du Canada. La frontière canado-américaine s'est rouverte en septembre 2003 à des produits bien précis de viande des bovins de moins de 30 mois. Dans le cas des animaux sur pied, elle est restée fermée jusqu'en juillet 2005, moment où elle s'est s'entrebâillée pour laisser pénétrer les bovins sur pied de moins de 30 mois. Ce long embargo décrété sur les exportations canadiennes a fait largement augmenter les stocks de bovins de boucherie au Canada avec pour conséquence une augmentation de l'offre intérieure. Ainsi, l'ESB pourrait avoir aussi eu une influence du côté de l'offre sur les marchés de la viande de bœuf.

L'effet du choc de l'ESB du côté de l'offre se remarque par le fait que les prix agricoles des bovins de boucherie ont baissé rapidement de mai à juillet 2003 pour connaître un léger redressement en août 2003 et se situer ensuite dans une fourchette de prix bien inférieure aux valeurs antérieures à la crise. Les prix de gros du bœuf, que révèlent les mouvements de l'indice des prix dans l'industrie, ont également été touchés par la crise de l'ESB, mais moins que les prix à la production agricole. Par ailleurs, les prix au détail de la viande de bœuf ont initialement baissé un peu de mai à août 2003, mais se sont rétablis en peu de temps. On peut penser qu'ils n'ont pas réagi aux variations des prix de transformation après la crise de l'ESB. Ces mouvements sont l'indice d'une asymétrie de l'adaptation des prix entre les niveaux du commerce de détail, de l'industrie et de l'élevage.

3.0 Marchés et prix : analyse théorique

Les marchés de la viande de bœuf et des bovins de boucherie au Canada sont liés à la verticale entre les maillons de la chaîne d'approvisionnement et à l'horizontale entre les provinces. Entre ces marchés, les prix se transmettent symétriquement ou asymétriquement. L'état de bon fonctionnement des marchés est souvent associé à une situation de symétrie, mais on accorde généralement de l'importance à l'asymétrie, caractéristique des résultats de marchés non concurrentiels. Dans les éléments d'analyse que nous allons livrer dans cette section, nous nous attacherons aux liens verticaux entre les prix le long de la chaîne d'approvisionnement en bœuf canadien.

Trois échelons de marché se présentent le long de la chaîne d'approvisionnement en viande de bœuf : (i) commerce de détail, (ii) transformation et (iii) production primaire de bovins de boucherie. Ces marchés sont liés séquentiellement, car les fonctions de demande en transformation et en production primaire dérivent de la fonction de demande dans le commerce de détail et l'offre de bovins de boucherie influe sur les fonctions de coût marginal aux niveaux de la transformation et du commerce de détail. Aux trois échelons du marché, les prix sont censés naître de l'interaction de l'offre et de la demande. La structure des marchés intérieur et extérieur à un ou plusieurs niveaux peut également avoir une incidence sur les prix du marché. L'évolution de la concentration industrielle, dans le commerce de détail et la transformation plus particulièrement, peut

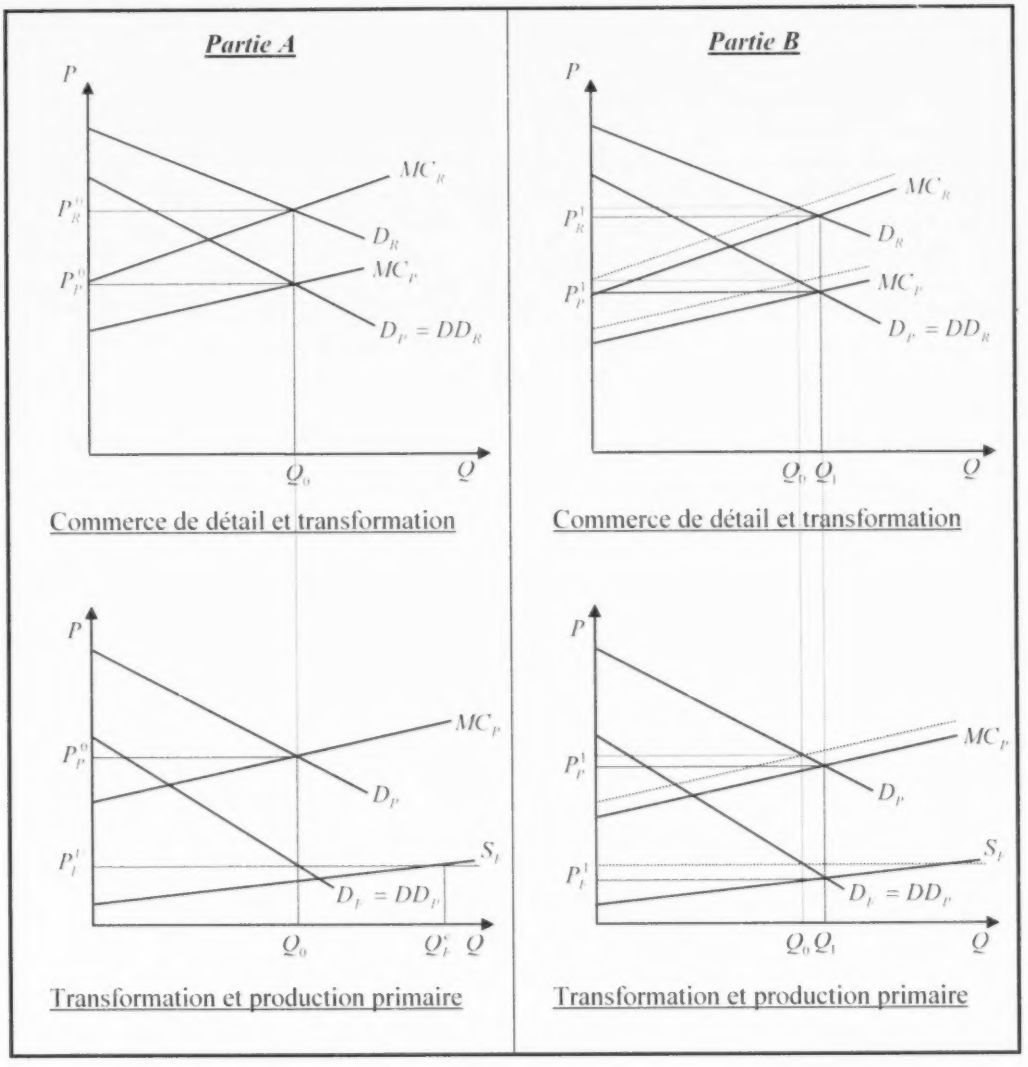
mener à des comportements de collusion générateurs d'asymétrie dans l'adaptation des prix. L'évolution du commerce extérieur est susceptible d'agir sur l'offre intérieure et, par conséquent, les adaptations de prix ne devraient pas être asymétriques tant que les marchés demeurent concurrentiels.

Les liens entre les marchés le long de la chaîne d'approvisionnement en viande de bœuf et les prix d'équilibre aux différents niveaux font l'objet d'une description bidimensionnelle offre-demande (figure 1). Les diagrammes reposent sur les hypothèses générales suivantes : (i) homogénéité des produits, (ii) technologie à proportion constante, (iii) offre moins que parfaitement élastique des intrants nécessaires à la transformation et à la commercialisation de la viande de bœuf, (iv) consommateurs preneurs de prix et (v) marchés parfaitement concurrentiels.

À la figure 1, D_R est la fonction de demande au détail, D_P la demande en transformation qui dérive de la demande au détail (demande au détail, moins les coûts de commercialisation, DD_R) et D_I la demande en production agricole, laquelle découle à son tour de la demande en transformation (demande des transformateurs, moins les coûts de transformation, DD_P). MC_P et MC_R représentent les fonctions respectives de coût marginal des transformateurs et des détaillants, qui dérivent de la fonction d'offre de bovins de boucherie. Au niveau de la production agricole (S_I), l'offre est égale par hypothèse au coût marginal. Dans la partie A de la figure, on pose aussi que les prix des bovins de boucherie sont déterminés par le marché extérieur où les producteurs canadiens sont des exportateurs preneurs de prix. C'est le marché intérieur qui détermine les prix des produits en transformation et au détail. Comme les producteurs sont exportateurs, le prix des bovins de boucherie sur le marché extérieur (P_I^E) devrait être supérieur au prix au coût marginal (P_I^1 dans la partie B). L'équilibre des marchés a pour résultat une production Q_0. La quantité exportée de bovins de boucherie sur le marché extérieur est $Q_I^E - Q_0$. Les prix du marché intérieur au détail et en transformation s'établissent respectivement à P_R^0 et P_P^0.

La partie B illustre l'incidence probable de l'ESB sur le plan de l'évolution de l'offre sur le marché intérieur. Les États-Unis sont le principal pays importateur de bovins de boucherie canadiens et une partie considérable de la production bovine de notre pays est exportée sur le marché américain. L'interdiction américaine des exportations canadiennes de bovins fait augmenter l'offre intérieure. C'est ainsi que les prix des bovins de boucherie sur le marché intérieur (P_I^1) tombent sous les prix du marché extérieur. Avec de moindres prix des bovins de boucherie sur le marché intérieur, les coûts marginaux des transformateurs et des détaillants rétréciront probablement (MC_P et MC_R se déplaceront vers le bas). Ainsi, les prix de transformation et au détail du bœuf sur le marché intérieur (P_P^1 et P_R^1) devraient aussi décroître en proportion. L'offre à égalité de la demande pour le marché intérieur sera Q_1, valeur supérieure à Q_0. L'incidence probable de l'ESB du côté de la demande serait un mouvement rentrant de la fonction de demande au détail qui se répercuterait sur la demande en transformation et en production agricole. Les prix d'équilibre décroîtraient encore plus en pareil cas. La quantité à l'équilibre diminuerait aussi par choc de la demande.

Figure 1
Prix d'équilibre aux différents échelons d'un marché concurrentiel



Comme il ressort de la figure 1, les prix sont susceptibles de varier avec les pentes des fonctions et les déplacements. Dans l'analyse qui suit, nous tiendrons donc compte de l'incidence des variables qui pourraient influer sur les pentes et les déplacements des fonctions de demande et d'offre. La structure de cette analyse est centrée sur deux équations, l'une pour la demande au détail et l'autre pour l'offre. Il s'agit des équations (3.1) et (3.2) :

$$Q = f_1(P_R, P_R^S, X) \tag{3.1}$$

$$Q = f_2(P_I, Z). \tag{3.2}$$

où P_R est le prix au détail du produit final, P_R^S un vecteur de prix des substituts, X la variable de déplacement de la demande au détail, P_I le prix du produit primaire et Z la variable de déplacement de l'offre agricole. Les prix des substituts et les variables de déplacement sont à détermination exogène par hypothèse[2]. Nous y allons de deux autres hypothèses — technologies à proportion constante et rendements constants d'échelle — pour que l'algèbre demeure maniable[3].

Si on pose des relations linéaires entre les variables, la fonction de demande au détail peut s'écrire en forme inverse :

$$P_R = a_0 - a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X + \mu_R. \tag{3.3}$$

Avec une même structure de coûts pour tous les élevages de bovins de boucherie et des relations linéaires entre les variables, la fonction inverse d'offre du produit primaire peut prendre la forme suivante :

$$P_I = b_0 + b_1 Q + b_2 Z + \mu_I. \tag{3.4}$$

où μ_R et μ_I sont les erreurs aléatoires correspondantes que l'on suppose en distribution normale.

Soit $C_R = f_3(Q, W_R)$ et $C_I = f_4(Q, W_I)$ représentant les fonctions de coût pour l'évolution des produits au détail et en transformation, W_R un vecteur des prix de l'énergie et des salaires dans le commerce de détail et W_I un vecteur des prix de l'énergie et des salaires en transformation alimentaire. On suppose que ces variables sont à détermination exogène. On pose aussi que ces coûts sont identiques pour les entreprises de l'industrie en question ainsi que linéaires. Dans ce cas, les coûts marginaux de

2. Le prix du produit primaire peut aussi être exogène (c'est-à-dire déterminé par le marché nord-américain), surtout dans le cas d'un produit dont le commerce est important en volume.

3. Pour la plupart, les études antérieures dans ce domaine ont fait appel à ces hypothèses, mais celles-ci peuvent être validées par une transformation appropriée des données (utilisation de rapports types d'évolution des produits et transformation logarithmique des variables).

commercialisation des produits au détail et de transformation des produits primaires sont respectivement $MC_R = c_1 + c_2 W_R + \mu_R^{MC}$ et $MC_P = m_1 + m_2 W_P + \mu_P^{MC}$. Ainsi, la fonction dérivée d'offre et de demande des produits transformés est donnée par

$$DD_R = a_0 - c_1 - a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X - c_2 W_R + v_R \tag{3.5}$$

$$P_P = b_0 + m_1 + b_1 Q + b_2 Z + m_2 W_P + v_P . \tag{3.6}$$

Dans une hypothèse de codistribution normale des erreurs, les équations suivantes permettent de dégager les résultats d'un marché concurrentiel en prix maximisateurs de profit :

$$P_I = \frac{k + b_1 (a_2 P_R^S + a_3 X - m_2 W_P - c_2 W_R) + a_1 b_2 Z}{a_1 + b_1} . \tag{3.7}$$

où $k = (a_1 + b_1)(b_0) + b_1 k$.

$$P_P = P_I + m_1 + m_2 W_P \tag{3.8}$$

$$P_R = P_P + c_1 + c_2 W_R \tag{3.9}$$

Comme on le voit nettement à l'équation (3.8), le prix de transformation est égal au prix agricole augmenté du coût marginal de la transformation du produit primaire sur un marché concurrentiel. De même, l'équation (3.9) indique que le prix de détail comprend le prix de transformation et le coût marginal de la commercialisation sur un même marché concurrentiel[4].

Les éléments d'analyse qui précèdent montrent que, tant que les marchés demeurent concurrentiels, l'incidence d'un choc de l'offre sur les prix agricoles devrait se transmettre proportionnellement aux niveaux de la transformation et du commerce de détail. De même, on peut s'attendre à ce que l'effet d'un choc de la demande sur les prix au détail se transmette en proportion de ce niveau à ceux de la transformation et de la production agricole. Cependant, les marchés ne se sont pas comportés comme prévu pendant la crise de l'ESB. Les données semblent indiquer que les prix à la production agricole ont fortement baissé et ne se sont guère rétablis, que les prix de transformation ont été moins touchés et que les prix au détail ont remonté la pente après un choc initial de brève durée. La question de l'imperfection probable des marchés prend tout son relief à cette constatation. On prétend souvent qu'un gain de concentration peut induire les agents économiques à exercer un pouvoir de marché aux différents maillons de la chaîne

4. Comme la structure des coûts est inconnue, on pourrait penser que la fonction de coût marginal pourrait être non linéaire en quantité, mais même dans ce cas, la structure des équations ne changera pas si les estimations se font avec une transformation logarithmique des variables. L'exposant de la variable de quantité se trouvera multiplié par l'élasticité, d'où la similitude des caractéristiques de structure des équations.

d'approvisionnement. Sous forme d'oligopole ou d'oligopsone, ce pouvoir de marché peut influer sur les prix et donc concourir à l'asymétrie de leurs réactions[5].

4.0 Modélisation de l'asymétrie de la transmission des prix

Dans cette section, nous regarderons les prix à deux niveaux pour simplifier. Le prix au détail dans la période t est désigné par P_t^R et le prix à la production agricole, par P_t^F. Nous posons en outre que P_t^R est le prix à la ferme et qu'il dépend du prix des intrants P_t^F dans la période t. Si on pose une adaptation des prix qui est symétrique et linéaire, l'équation simple suivante peut servir à définir la transmission des prix sous sa forme la plus simple :

$$P_t^R = \alpha + \beta P_t^F + \mu_t . \tag{4.1}$$

On a l'habitude de procéder à l'estimation de l'adaptation asymétrique au sens plus large d'irréversibilité. Dans le contexte de la transmission des prix, l'équation (4.1) peut prendre la forme irréversible suivante :

$$P_t^R = \alpha + \beta^+ D^+ P_t^F + \beta^- D^- P_t^F + \mu_t . \tag{4.2}$$

où D^+ et D^- sont des variables fictives avec $D^+ = 1$ si $P_t^F \geq P_{t-1}^F$ et avec $D^+ = 0$ dans les autres cas; $D^- = 1$ si $P_t^F < P_{t-1}^F$ et $D^- = 0$ dans les autres cas. Du fait de l'emploi de ces variables fictives, le prix des intrants (production agricole) se divise essentiellement en deux variables, l'une pour la phase montante et l'autre pour la phase descendante du prix. Nous estimons donc deux coefficients d'adaptation des prix des intrants au lieu d'un seul comme à l'équation (4.1). On a β^+ pour la phase montante et β^- pour la phase descendante. Si β^+ et β^- sont significativement différents, on en déduit qu'il y a adaptation asymétrique.

5. Les équations des prix varient avec les scénarios d'imperfection du marché. Les dérivations avec les imperfections probables sont présentées à l'annexe A.

À la suite de certains progrès de la modélisation par équations d'irréversibilité, Houck (1977) a proposé un modèle en différences premières des phases montante et descendante des variables explicatives. Ward (1982) a élargi le modèle de Houck en prévoyant des décalages des phases positive et négative d'une variable explicative sous la forme suivante :

$$\Delta P_t^R = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \beta_j^+ D^+ \Delta P_{t-j+1}^I + \sum_{j=1}^{n} \beta_j^- D^- \Delta P_{t-j+1}^I + \upsilon_t . \qquad (4.3)$$

où Δ est l'opérateur en différences premières, où $D^+ = 1$ si $\Delta P_{t-j+1}^I > 0$ et $D^+ = 0$ dans les autres cas et où $D^- = 1$ si $\Delta P_{t-j+1}^I < 0$ et $D^- = 0$ dans les autres cas. Les longueurs de décalage m et n sont différentes, car on ne peut s'attendre *a priori* à des longueurs égales pour les phases montante et descendante de P_t^I.

Engle et Granger (1987) ont tiré un modèle de correction d'erreur (MCE) de la représentation autorégressive vectorielle de la relation de cointégration. Dans ce cadre, on estime d'abord cette relation en se fondant sur l'équation (4.1). En cas de cointégration, on estime un modèle vectoriel de correction d'erreur (MVCE) avec résidus décalés μ_{t-1} qui est représenté par les termes décalés de correction d'erreur (ECT_{t-1}) à l'équation (4.4). Une estimation significative du paramètre dans ECT_{t-1} avec une valeur $0 > \theta > -1$ valide la relation de cointégration entre les variables. Sont également comprises des valeurs décalées de la variable dépendante compte tenu d'une distribution conditionnelle (Greene, 2003) :

$$\Delta P_t^R = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \lambda_j \Delta P_{t-j}^R + \sum_{j=1}^{m} \beta_j \Delta P_{t-j+1}^I + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t . \qquad (4.4)$$

Granger et Lee (1989) ont modifié le MVCE par la suite afin de vérifier l'asymétrie de la transmission des prix entre des séries de prix en cointégration. Dans un modèle asymétrique de correction d'erreur (MACE), les résidus décalés en cointégration se divisent en termes de correction d'erreur positifs et négatifs (ECT_{t-1}^+ et ECT_{t-1}^-) qui représentent respectivement les divergences positives et négatives par rapport à l'équilibre à long terme. Le MACE se formule ainsi avec ces termes :

$$\Delta P_t^R = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \lambda_j \Delta P_{t-j}^R + \sum_{j=1}^{m} \beta_j \Delta P_{t-j+1}^I + \theta^+ ECT_{t-1}^+ + \theta^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t . \qquad (4.5)$$

On peut estimer l'asymétrie d'adaptation de séries de prix des intrants vers l'équilibre à long terme en vérifiant l'égalité des paramètres dans ces deux termes de correction d'erreur.

Comme l'équation (4.5) est fondée sur la relation entre les prix de production et les prix des intrants, elle appréhende seulement l'incidence des variations des seconds sur les

adaptations des premiers. Dans notre étude, nous développons cette spécification en isolant les effets d'autres variables sur le prix de production. Dans le sens même des dérivations décrites à la section 2, nous incluons d'éventuelles variables de déplacement de l'offre et de la demande dans l'équation de cointégration. Ces variables sont aussi comprises dans l'équation (4.5) sous leur forme en différences premières, ce qui permet d'appréhender leurs effets sur les adaptations du prix de production. Dans ce modèle, les différences décalées de prix du côté droit de l'équation se divisent en phases positive et négative dans une estimation de l'asymétrie de l'adaptation des deux prix en question (Rapsomanikis et coll., 2003). Avec toutes ces modifications, la spécification d'un MACE servant à l'estimation de l'asymétrie de la transmission des prix se présente sous la forme suivante :

$$\Delta P_t^R = \alpha + \sum_{l=1}^{m} \lambda_l \Delta P_{t-l}^R + \sum_{l=1}^{m} \beta_l^+ D^+ \Delta P_{t-l+1}^F + \sum_{l=1}^{m} \beta_l^- D^- \Delta P_{t-l+1}^F + \sum_{l=1}^{m} \gamma_l \Delta x_{t-l+1} + \theta^+ ECT_{t-1}^+ + \theta^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t, \tag{4.6}$$

où Δ est l'opérateur en différences premières, où $D^+ = 1$ si $\Delta P_{t-l+1}^F > 0$ et $D^+ = 0$ dans les autres cas, où $D^- = 1$ si $\Delta P_{t-l+1}^F < 0$ et $D^- = 0$ dans les autres cas, où x est un vecteur d'autres variables (de déplacement de l'offre et de la demande) dans la relation de cointégration avec les prix et où ECT_{t-1}^+ et ECT_{t-1}^- sont les phases positive et négative des résidus décalés de cointégration.

Dans le contexte de l'équation (4.6), il y a asymétrie lorsque les divergences positives et négatives par rapport à l'équilibre à long terme entre P_t^R et les variables du côté droit résultent en variations de P_t^R qui diffèrent dans leur ordre de grandeur. Cet aspect de l'asymétrie donne des estimations inégales de θ^+ et θ^-. Autre possibilité, dans le contexte de deux prix (prix de production et prix des intrants), l'asymétrie de la transmission fait naître des décalages inégaux des variations positives et négatives du prix des intrants et/ou des estimations significativement différentes de β^+ et β^-.

L'asymétrie peut être positive ou négative (Peltzman, 2000). Dans un contexte de double prix, on entend par « asymétrie positive » le cas où P_t^R réagit plus amplement et/ou plus rapidement à une augmentation qu'à une diminution de P_t^F. Si P_t^R réagit plus amplement et/ou plus rapidement à une diminution qu'à une augmentation de P_t^F, il y a « asymétrie négative ». Des estimations significatives d'asymétrie positive dénotent des imperfections du marché.

5.0 Description des données et transformation des variables

Le but principal de cette étude est l'examen de la transmission des prix entre les marchés du commerce de détail et de la transformation des produits et entre les marchés de la transformation et de la production primaire de viande de bœuf au niveau provincial. Le but secondaire est d'analyser l'incidence de l'ESB sur les prix de la viande de bœuf aux niveaux du commerce de détail, de la transformation et de l'élevage. Pour ce qui est de la demande de bœuf au détail, nous faisons intervenir quatre provinces dans l'analyse des prix, à savoir l'Alberta, la Colombie-Britannique, l'Ontario et le Québec. Ces provinces sont à l'origine de plus de 80 % de la demande intérieure de viande de bœuf au Canada, parce que leur population est plus nombreuse et que le revenu disponible par habitant y est plus élevé.

Nous n'avons pu obtenir de données provinciales sur les prix du bœuf en transformation à cause des restrictions en matière de confidentialité[6]. Nous nous sommes donc reportés à l'indice national des prix dans l'industrie pour la viande de bœuf en vue d'élaborer une série de prix de transformation, et ce, en prenant les données les plus récentes dont nous disposions sur les prix du bœuf en caisse dont les mouvements se rapprochent le plus des variations de l'indice du bœuf dans l'industrie. Cette série devient pour nous celle des prix de transformation dans l'estimation des modèles provinciaux des prix de détail. Nous estimons une seule équation des prix de transformation par l'indice national modifié des prix dans l'industrie et par les données sur les prix des bovins de boucherie dans quatre provinces, à savoir l'Alberta, la Saskatchewan, l'Ontario et le Québec. L'offre de bovins de boucherie pour l'industrie intérieure de la transformation vient de ces quatre provinces dans une proportion approximative de 90 %. Nous estimons aussi des équations des prix en production agricole pour ces mêmes provinces. L'analyse vise la période allant de janvier 1995 à décembre 2006.

Nous avons obtenu des données mensuelles sur les prix de détail de la Division des prix de Statistique Canada. Nous dégageons des prix de détail représentatifs par l'agrégation des prix relevés pour les diverses coupes de bœuf en proportion de carcasse[7]. Les données sur les prix mensuels à la production viennent de la Division de l'agriculture de Statistique Canada. Nous opérons la déflation de tous les prix par l'Indice des prix à la consommation (IPC) et convertissons les valeurs en dollars au kilogramme ($/kg). Pour pouvoir plus facilement comparer les prix au détail et en production agricole, nous les convertissons tous en dollars au kilogramme ($/kg) en équivalence de poids en carcasse pour la viande de bœuf, et ce, en employant les facteurs de conversion communiqués par le Département de l'Agriculture des États-Unis (USDA). Nous faisons ensuite la transformation logarithmique des prix.

---

6. Statistique Canada ne fait pas une enquête complète sur les prix du bœuf en transformation. Comme le nombre relevé de transformateurs et de prix est restreint, les données sur les prix sont confidentielles.

7. Weights, Measures, and Conversion Factors for Agricultural Commodities and Their Products, USDA Agricultural Handbook n° 697, 1992.

Les variables exogènes de nos modèles sont notamment le revenu disponible par habitant comme variable de déplacement de la demande, les prix de détail des substituts (porc, poulet, etc.) qui peuvent influer sur la pente de la courbe de demande de bœuf au détail et les taux salariaux en moyenne horaire dans les magasins d'alimentation au détail et dans les établissements de transformation comme indicateurs de variation des coûts.

On considère souvent que les coûts de l'électricité et des combustibles tiennent une grande place dans les prix, plus particulièrement dans le commerce de gros et de détail. Soucieux de tenir compte de ces coûts, nous avons voulu inclure l'IPC provincial de l'énergie dans les modèles, mais pour constater qu'il n'est pas en relation à long terme avec les prix dans les modèles provinciaux. Pour évaluer l'incidence de l'ESB, nous prenons plutôt un indice de couverture médiatique fondé sur le dénombrement mensuel des articles de journaux traitant de l'ESB[8]. Notre recherche s'est faite dans quatre journaux importants dans autant de provinces[9].

Nous estimons l'effet des variations de l'offre sur les prix par la quantité de viande de bœuf qui entre dans la chaîne d'approvisionnement. Les données mensuelles au niveau des provinces sur les poids des bovins et des veaux d'abattage viennent de la Division de l'agriculture de Statistique Canada[10]. Les données sur les prix agricoles des bovins de boucherie aux États-Unis émanent du Département de l'Agriculture dans ce pays. Nous transformons les données de quantité en milliers de tonnes d'équivalent de poids en carcasse pour le bœuf. Nous nous servons des mêmes séries dans l'analyse empirique de la forme logarithmique.

6.0 Cadre d'estimation

L'estimation se fait en quatre étapes (figure 2). D'abord, nous vérifions l'ordre d'intégration de chaque série chronologique d'une variable. Nous effectuons le test de « Dickey-Fuller augmenté » ou DFA (Dickey et Fuller, 1979) en incluant jusqu'à 12 décalages des termes en différences de la régression. Nous ajoutons le test symétrique pondéré ou TSP (Pantula et coll., 1994), qui consiste en une régression double longueur en pondération où on emploie le même nombre de décalages avec les valeurs respectives de pondération (t-1)/T et 1-(t-1)/T. Nous déterminons la longueur appropriée de décalage par le critère d'information d'Akaike (CIA) dans ce qui représente un compromis entre le critère de parcimonie et une réduction de la somme des carrés des résidus. Nous constatons que quelques séries sont stationnaires en tendance dans leur forme de base [I(0)], mais que la plupart sont stationnaires en différences premières, c'est-à-dire que les séries de données sont en intégration d'ordre un [I(1)]. Comme on peut voir qu'aucune des séries n'est en intégration d'ordre supérieur, la prochaine étape consiste à vérifier leurs relations de cointégration.

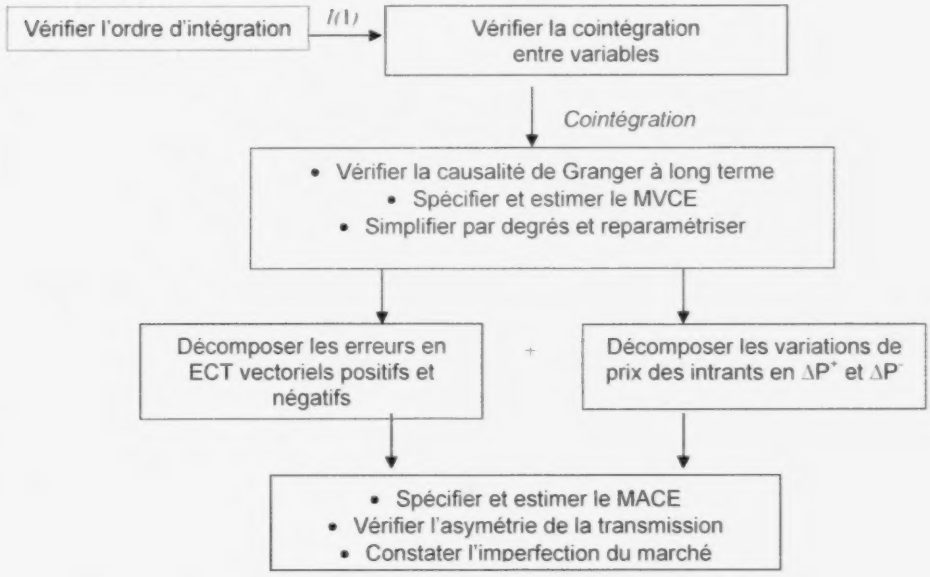
---

8. Les mots clés de cette recherche sont notamment « ESB », « vache folle » et « encéphalopathie spongiforme bovine ».

9. Les journaux en question sont le Calgary Herald en Alberta, le Vancouver Sun en Colombie-Britannique, le Globe and Mail en Ontario et la Gazette (Montréal) au Québec.

10. On recueille deux fois par an des données sur la quantité de bœufs de boucherie qui entrent dans la chaîne d'approvisionnement; les données mensuelles d'offre sont produites en pondération fixe.

Figure 2
Cadre d'estimation pour l'étude de l'asymétrie de la transmission des prix



Nota : MVCE= modèle vectoriel de correction d'erreur
ECT= terme de correction d'erreur
MACE= modèle asymétrique de correction d'erreur

Nous groupons les séries chronologiques représentant les variables en nous aidant des modèles théoriques spécifiés à la section 2 pour la vérification des relations de cointégration qui peuvent les unir. Par un système d'équations suivant la procédure de Johansen (Johansen, 1988, 1991) et une équation unique suivant la procédure d'Engle et Granger (1987), nous effectuons le test de l'hypothèse nulle (absence de cointégration) par rapport à l'hypothèse de l'existence d'au moins un vecteur en cointégration.

Le rejet de l'hypothèse nulle est l'indice que les prix sont en covariation avec un certain nombre d'autres variables considérées et que les marchés sont en intégration le long de la chaîne d'approvisionnement. En cas de non-rejet, nous répétons le test en changeant les combinaisons de variables jusqu'à ce que nous trouvions un vecteur en cointégration. Si les résultats du test indiquent que les séries représentant les variables sont en cointégration, nous vérifions la causalité à long terme entre les séries de prix par la procédure de Granger (1969, 1988). Nous spécifions et estimons le MVCE selon le sens de la causalité, simplifions par degrés et reparamétrisons.

Les termes de correction d'erreur (ECT) sont divisés en phases positive et négative. Les prix des intrants (prix des produits transformés dans l'équation des prix de détail et prix

agricoles des produits primaires dans l'équation des prix de transformation) sont aussi décomposés dans leurs variations en phases positive et négative. Nous estimons enfin le MACE en nous reportant à l'équation (4.6). Nous vérifions les paramètres dans les ECT divisés pour l'hypothèse nulle de la symétrie d'adaptation vers l'équilibre à long terme. Nous étudions enfin la nature de la transmission des prix et le degré d'intégration des marchés à l'aide des paramètres des prix des intrants.

7.0 Résultats empiriques

Les séries de notre étude comprennent 144 observations mensuelles des prix au détail et des prix agricoles de la viande de bœuf (RB_t et FB_t respectivement), des prix au détail du porc et du poulet (RP_t et RC_t respectivement), du prix du bœuf en transformation (PB_t), de la quantité de viande de bœuf entrant dans la chaîne d'approvisionnement (QB_t), de l'exportation internationale de bovins (IEC_t), de l'exportation interprovinciale correspondante (PEC_t), des taux salariaux en moyenne horaire en transformation et dans le commerce de détail (WM_t et WG_t respectivement), du revenu disponible par habitant (YC_t) et de l'indice de couverture médiatique de l'ESB (BS_t). Comme nous l'avons mentionné, nous estimons des modèles des prix de détail dans le cas des provinces où la demande est supérieure, à savoir l'Alberta, la Colombie-Britannique, l'Ontario et le Québec. Nous estimons en outre des modèles des prix agricoles pour les grandes provinces productrices de bovins de boucherie, à savoir l'Alberta, l'Ontario, le Québec et la Saskatchewan, ainsi qu'un modèle national des prix du bœuf en transformation.

Nous vérifions d'abord l'ordre d'intégration de toutes les séries. Les résultats des tests DFA figurent au tableau 1. Ils indiquent que la plupart des séries sont non stationnaires en niveaux et stationnaires en différences premières. Nous constatons toutefois une stationnarité en niveaux (dans la forme de base) pour quelques séries : taux salariaux dans le commerce de détail (WG_t) en Alberta et en Ontario, taux salariaux en transformation (WM_t) en Alberta et au Québec, indice de couverture médiatique de l'ESB (BS_t) en Colombie-Britannique et quantité de bœuf entrant dans la chaîne d'approvisionnement (QB_t) en Saskatchewan et dans l'ensemble du Canada.

En seconde étape, nous effectuons des tests de cointégration sur chacun des modèles pour dégager les relations à long terme entre les variables considérées. Nous procédons à la fois par système d'équations (test de trace de Johansen) et par équation unique (test d'Engle-Granger). Nous nous en remettons généralement à la procédure du système d'équations, mais nous examinons le résultat du traitement par équation unique là où, par système d'équations, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle pour l'absence de cointégration dans toute combinaison possible des variables d'après les relations théoriques[11] ou pour une cointégration faible.

---

11. Nous avons vérifié les relations de cointégration avec les prix non seulement avec les variables du tableau 1, mais aussi avec des variables comme le prix de l'essence et l'IPC de l'énergie. Toutefois, les résultats montrent qu'il n'y a de relation à long terme de ces variables avec les prix ni pour le commerce de détail ni pour la transformation.

Tableau 1
Résultats du test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries de données

Province	Variable	Forme de base (décalage)	Différences premières (décalage)	Inférence
Alberta	RB_t^{AB}	-2,01 (7)	-5,15** (6)	RB_t^{AB} ~ I(1)
	RP_t^{AB}	-2,55 (2)	-7,91** (2)	RP_t^{AB} ~ I(1)
	FB_t^{AB}	-1,71 (12)	-4,67** (12)	FB_t^{AB} ~ I(1)
	QB_t^{AB}	-2,92 (9)	-5,94** (9)	QB_t^{AB} ~ I(1)
	IEC_t^{AB}	-1,95 (3)	-6,68** (2)	IEC_t^{AB} ~ I(1)
	WG_t^{AB}	-3,81* (6)	...	WG_t^{AB} ~ I(0)
	WM_t^{AB}	-3,76* (2)	...	WM_t^{AB} ~ I(0)
	YC_t^{AB}	-3,12 (5)	-3,52* (4)	YC_t^{AB} ~ I(1)
	BS_t^{AB}	-2,31 (9)	-4,46** (8)	BS_t^{AB} ~ I(1)
Colombie-Britannique	RB_t^{BC}	-2,53 (2)	-8,33** (2)	RB_t^{BC} ~ I(1)
	RP_t^{BC}	-2,29 (3)	-8,84** (2)	RP_t^{BC} ~ I(1)
	FB_t^{BC}	-1,36 (11)	-4,91** (10)	FB_t^{BC} ~ I(1)
	QB_t^{BC}	-1,64 (8)	-6,58** (6)	QB_t^{BC} ~ I(1)
	WG_t^{BC}	-2,73 (3)	-7,45** (3)	WG_t^{BC} ~ I(1)
	WM_t^{BC}	-1,76 (5)	-6,66** (4)	WM_t^{BC} ~ I(1)
	YC_t^{BC}	-2,60 (4)	-5,66** (3)	YC_t^{BC} ~ I(1)
	BS_t^{BC}	-4,49** (2)	...	BS_t^{BC} ~ I(0)
Ontario	RB_t^{ON}	-2,53 (3)	-7,92** (2)	RB_t^{ON} ~ I(1)
	RP_t^{ON}	-2,69 (7)	-4,91** (5)	RP_t^{ON} ~ I(1)
	FB_t^{ON}	-2,32 (11)	-5,24** (9)	FB_t^{ON} ~ I(1)
	QB_t^{ON}	-1,14 (12)	-4,42** (12)	QB_t^{ON} ~ I(1)
	IEC_t^{ON}	-1,98 (2)	-6,52** (2)	IEC_t^{ON} ~ I(1)
	WG_t^{ON}	-3,48* (2)	...	WG_t^{ON} ~ I(0)
	WM_t^{ON}	-1,80 (4)	-6,86** (3)	WM_t^{ON} ~ I(1)
	YC_t^{ON}	-1,48 (3)	-5,69** (2)	YC_t^{ON} ~ I(1)
	BS_t^{ON}	-2,48 (6)	-4,46** (5)	BS_t^{ON} ~ I(1)

Tableau 1
Résultats du test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries de données (suite)

Province	Variable	Forme de base (décalage)	Différences premières (décalage)	Inférence
Québec	RB_t^{QC}	-3,63 (9)	-3,84* (8)	RB_t^{QC} ~ I(1)
	RP_t^{QC}	-2,71 (3)	-3,78* (2)	RP_t^{QC} ~ I(1)
	FB_t^{QC}	-1,98 (6)	-4,54** (5)	FB_t^{QC} ~ I(1)
	QB_t^{QC}	-2,78 (7)	-6,70** (6)	QB_t^{QC} ~ I(1)
	PEC_t^{QC}	-2,50 (12)	-4,72** (12)	PEC_t^{QC} ~ I(1)
	WG_t^{QC}	-2,51 (3)	-7,97** (3)	WG_t^{QC} ~ I(1)
	WM_t^{QC}	-3,72* (2)	...	WM_t^{QC} ~ I(0)
	YC_t^{QC}	-1,60 (4)	-5,89** (3)	YC_t^{QC} ~ I(1)
	BS_t^{QC}	-2,93 (10)	-3,43* (9)	BS_t^{QC} ~ I(1)
Saskatchewan	RP_t^{SK}	-3,39 (6)	-5,95** (4)	RP_t^{SK} ~ I(1)
	FB_t^{SK}	-1,55 (11)	-5,02** (10)	FB_t^{SK} ~ I(1)
	QB_t^{SK}	-3,79* (4)	...	QB_t^{SK} ~ I(0)
	IEC_t^{SK}	-2,09 (2)	-6,46** (2)	IEC_t^{SK} ~ I(1)
Canada et États-Unis	PB_t^{CA}	-1,72 (11)	-4,97** (11)	PB_t^{CA} ~ I(1)
	FB_t^{US}	-1,51 (6)	-6,38** (6)	FB_t^{US} ~ I(1)
	QB_t^{CA}	-3,63* (6)	...	QB_t^{CA} ~ I(0)
	WM_t^{CA}	-2,27 (11)	-4,94** (9)	WM_t^{CA} ~ I(1)
	BS_t^{CA}	-2,61 (12)	-4,01** (10)	BS_t^{CA} ~ I(1)

Notes :
L'indice inférieur *t* désigne le temps en mois et les indices supérieurs AB, BC, ON, SK, QC, CA et US désignent l'Alberta, la Colombie-Britannique, l'Ontario, la Saskatchewan, le Québec, le Canada et les États-Unis respectivement. Nous choisissons les longueurs de décalage pour le test des racines unitaires à l'aide du critère d'information d'Akaike (CIA). Les régressions DFA comprennent une constante et une tendance tant en niveaux (forme de base) qu'en différences premières. Les indices supérieurs * et ** désignent respectivement un niveau de signification à 5 % et à 1 %.

Au départ, nous suivons les analyses théoriques de la section 3 de manière à inclure dans le système toutes les variables susceptibles d'influer sur les prix considérés et à rechercher au moins une relation de cointégration. Là où l'hypothèse nulle ne peut être rejetée, nous reprenons le test pour différentes combinaisons des variables jusqu'à ce que nous dégagions au moins une relation de cointégration. Nous employons le test de trace de Johansen pour constater la présence d'au moins un vecteur en cointégration dans le

système d'équations; dans la procédure à équation unique, nous comptons sur le test de racines unitaires des erreurs. Dans les deux cas, nous posons une constante et une tendance comme facteurs déterministes. Nous choisissons le nombre de décalages positifs de la relation en prenant le critère d'information d'Akaike (CIA). Le tableau 2 présente les résultats des tests de cointégration des modèles des prix de détail.

7.1 *Modèles des prix de détail*

Les résultats des analyses de cointégration des modèles des prix de détail (tableau 2) semblent indiquer au moins deux relations de cointégration dans les modèles de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, au moins un dans le modèle de l'Ontario et quatre dans le modèle du Québec. Les séries en cointégration qui sont constatées dans les modèles de l'Alberta, de la Colombie-Britannique et de l'Ontario sont celles des données provinciales sur les prix du bœuf (RB) et du porc (RP) au détail, du revenu disponible par habitant (YC), de la quantité de viande de bœuf qui entre dans la chaîne d'approvisionnement (QB), des taux salariaux dans le commerce de détail ou les magasins d'alimentation (WG) et de l'indice de couverture médiatique de l'ESB (BS).

Dans le modèle du Québec, les relations de cointégration entre les variables s'effacent si on ajoute au système la série du revenu disponible par habitant. La série chronologique des taux salariaux en transformation ne se trouve en cointégration dans aucun des systèmes d'équations.

Les vecteurs en cointégation au tableau 2 montrent les relations à long terme entre les variables des modèles des prix de détail. Les vecteurs sont du signe prévu sauf pour la variable de quantité qui est de signe positif dans le modèle de la Colombie-Britannique (le signe change lorsque le vecteur passe au côté droit de l'équation). Parmi les quatre grandes provinces consommatrices, la Colombie-Britannique détient en propre le moins de viande de bœuf, obtenant de l'Alberta une grande partie de son approvisionnement. Ainsi, la relation positive entre quantité et prix pourrait être due à une réaction des prix du côté de l'offre aux augmentations de la demande. Le signe positif des vecteurs de l'indice du dénombrement des articles de journaux sur l'ESB est digne de mention. Il va dans le sens de la constatation générale que, dans toutes les provinces, les prix de la viande de bœuf au détail ont été relativement stables même après que l'ESB a commencé à sévir dans l'industrie du bœuf. Toutefois, l'examen de la dynamique à court terme de l'adaptation des prix avec l'indice nous éclairera davantage sur l'effet qu'a pu avoir l'ESB sur les prix de détail.

À partir des relations de cointégration dégagées, nous estimons les MACE des prix de détail. Outre les variables en cointégration, nous employons 12 variables fictives de mois dans ces modèles. Les résultats figurent au tableau 3. Deux ensembles de paramètres ont de l'importance dans le contexte de l'asymétrie de la transmission des prix, soit les paramètres des termes de correction d'erreur (ECT) et ceux des variables des mouvements des prix de transformation. Nous appréhendons la rapidité de l'adaptation des prix de détail vers l'équilibre théorique à long terme par les paramètres des phases

positive et négative des termes de correction d'erreur $ECT^{+}(-1)$ et $ECT^{-}(-1)$. Avec la statistique de test de Wald, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'asymétrie à long terme dans tous les modèles des prix de détail, mais les paramètres estimés dans les modèles du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique semblent indiquer que les écarts négatifs de ces prix par rapport à l'équilibre à long terme sont en adaptation relativement plus rapide que les écarts positifs.

Les paramètres des variations positives et négatives des prix de transformation (ΔPB^{+} et ΔPB^{-}) appréhendent la dynamique des adaptations à court terme des prix de détail aux mouvements positifs et négatifs des prix de transformation. Les estimations relatives à l'Alberta, à l'Ontario et au Québec indiquent que les prix de détail s'adaptent plus rapidement aux augmentations qu'aux diminutions des prix de transformation. En Alberta, les hausses des prix de transformation se transmettent presque entièrement en l'espace d'un mois au commerce de détail, mais il faut compter deux mois pour que les prix de détail s'adaptent dans le même ordre de grandeur à une baisse des prix de transformation. En Ontario et au Québec, les prix de détail s'adaptent partiellement en l'espace d'un mois à l'augmentation des prix de transformation et s'adaptent partiellement en l'espace de deux mois à une diminution. En Colombie-Britannique, l'ordre de grandeur de la transmission des hausses des prix de transformation est relativement supérieur à celui des baisses, mais il n'y a aucune différence en décalages. C'est l'indice d'une asymétrie de l'adaptation des prix de détail à la montée et à la descente des prix de transformation de la viande de bœuf.

Tableau 2
Statistiques de test de cointégration pour les variables des modèles des prix de détail

Province	Série	Vecteur en cointégration	Valeur caractéristique[1]	H_0	Trace	V.C. 5 %
Alberta	RB_t^{AB}	1,0000	0,3005	*r = 0*	169,45**	136,61
	PB_t^{CA}	-0,4417	0,2462	*r = 1*	120,85**	104,94
	RP_t^{AB}	-0,3716	0,2039	*r = 2*	82,41*	77,74
	QB_t^{AB}	0,1205	0,1476	*r = 3*	51,39	54,64
	YC_t^{AB}	-1,4672	0,1343	*r = 4*	29,66	34,55
	WG_t^{AB}	-0,1261	0,0525	*r = 5*	10,05	18,17
	BS_t^{AB}	-0,0010	0,0197	*r = 6*	2,71	3,74
Colombie-Britannique	RB_t^{BC}	1,0000	0,3799	*r = 0*	185,90**	136,61
	PB_t^{CA}	-0,0609	0,3023	*r = 1*	124,74**	104,94
	RP_t^{BC}	-0,2648	0,2418	*r = 2*	78,67*	77,74
	QB_t^{BC}	-0,0221	0,1443	*r = 3*	43,23	54,64
	YC_t^{BC}	-2,4634	0,1003	*r = 4*	23,29	34,55
	WG_t^{BC}	-0,5760	0,0597	*r = 5*	9,76	18,17
	BS_t^{BC}	-0,0043	0,0146	*r = 6*	1,88	3,74
Ontario	RB_t^{ON}	1,0000	0,3211	*r = 0*	158,17**	136,61
	PB_t^{CA}	-0,1229	0,2361	*r = 1*	108,59*	104,94
	RP_t^{ON}	-0,5180	0,1824	*r = 2*	74,12	77,74
	QB_t^{ON}	0,1489	0,1453	*r = 3*	48,34	54,64
	YC_t^{ON}	-0,7851	0,1263	*r = 4*	28,24	34,55
	WG_t^{ON}	-0,4169	0,0573	*r = 5*	10,95	18,17
	BS_t^{ON}	-0,0005	0,0262	*r = 6*	3,40	3,74
Québec	RB_t^{QC}	1,0000	0,4998	*r = 0*	202,79**	104,94
	PB_t^{CA}	-0,0901	0,2661	*r = 1*	107,88**	77,74
	RP_t^{QC}	-0,3214	0,1547	*r = 2*	65,50**	54,64
	QB_t^{QC}	0,0611	0,1412	*r = 3*	42,48**	34,55
	WG_t^{QC}	-0,0444	0,0841	*r = 4*	21,62*	18,17
	BS_t^{QC}	-0,0002	0,0676	*r = 5*	3,58	3,74

Notes :
Les valeurs critiques à 5 % (v.c.) sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992). Les indices supérieurs * et ** désignent respectivement un niveau de signification à 5 % et à 1 %.
1. Les valeurs caractéristiques sont ordonnées de la plus haute à la plus basse.

Tableau 3
Résultats des modèles asymétriques de correction d'erreur estimés pour les prix du bœuf au détail

Alberta		Colombie-Britannique		Ontario		Québec	
Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*
ΔRB(-1)	0.5580 (3.54)	ΔRB(-1)	0.5037 (3.45)	ΔRB(-1)	0.1584 (1.01)	ΔRB(-1)	0.3554 (2.27)
ΔRB(-3)	-0.1381 (-1.97)	...	...	...	...	ΔRB(-3)	0.2065 (2.63)
ΔPB⁺(-1)	0.9178 (3.24)	ΔPB⁺(-1)	0.3750 (2.10)	ΔPB⁺(-1)	0.5153 (1.87)	ΔPB⁺(-1)	0.5849 (2.50)
...	...	ΔPB⁺(-2)	0.3718 (1.54)	...	...	...	...
ΔPB⁻	0.5295 (2.86)	ΔPB⁻(-1)	0.2094 (1.87)	...	...	ΔPB⁻(-1)	0.4616 (2.78)
ΔPB⁻(-2)	0.4691 (2.14)	ΔPB⁻(-2)	0.2626 (1.71)	ΔPB⁻(-2)	0.7130 (3.41)	ΔPB⁻(-2)	0.3387 (1.94)
ΔRP	0.2174 (2.70)	ΔRP	0.3769 (6.06)	ΔRP(-1)	0.1506 (2.22)	ΔRP(-1)	0.1861 (3.27)
...	...	...	...	ΔQB(-1)	-0.0855 (-1.46)	...	...
ΔQB(-5)	-0.0712 (-2.43)	ΔQB(-4)	0.0106 (1.68)	ΔQB(-4)	-0.1284 (-2.18)	ΔQB(-3)	-0.0239 (-2.39)
...	...	ΔYC(-4)	-2.1869 (-3.60)	...	...	...	...
ΔYC(-7)	0.9519 (1.63)	ΔYC(-5)	1.4234 (2.69)	ΔYC(-5)	1.3880 (1.96)	...	...
ΔWG(-5)	-0.1100 (-1.99)	ΔWG(-4)	0.1565 (4.00)	ΔWG(-3)	0.2052 (2.28)	ΔWG(-3)	0.0591 (1.10)
ΔBS(-3)	-0.0005 (-2.24)	ΔBS(-6)	0.0009 (3.24)	ΔBS(-3)	-0.0004 (-1.37)	ΔBS(-6)	0.0010 (3.29)
ECT⁺(-1)	-0.6253 (-2.93)	ECT⁺(-1)	-0.7633 (-4.05)	ECT⁺(-1)	-0.5559 (-2.80)	ECT⁺(-1)	-0.4666 -(2.08)
ECT⁻(-1)	-0.5870 (-3.06)	ECT⁻(-1)	-0.8536 (-4.35)	ECT⁻(-1)	-0.7237 (-3.64)	ECT⁻(-1)	-0.6114 (-3.06)
MD1	0.0284 (3.83)	MD4	-0.0117 (-1.80)	MD6	0.0257 (3.16)	MD8	0.0163 (2.63)
MD2	-0.0217 (-2.87)	MD8	0.0153 (1.96)	MD11	-0.0268 (-3.48)	...	...
MD12	-0.0170 (-2.35)	...	...	...	...	...	...

1. Les longueurs de décalage figurent entre parenthèses; l'absence de longueur indique que la variable n'est pas décalée. Les indices supérieurs plus (+) et moins (–) désignent respectivement des variations positives et négatives de la variable ΔPB et des termes de correction d'erreur (ECT).

Note : Variable dépendante : variations de ces prix (*ΔRB*)

L'incidence à court terme de l'ESB sur les prix de détail d'après les paramètres estimés dans l'indice de dénombrement des articles de journaux sur l'ESB (ΔBS) est positive pour le Québec et la Colombie-Britannique et négative pour l'Alberta et l'Ontario. Il convient de noter que le bœuf produit par l'Ontario et l'Alberta collectivement forme la plus grande partie de la production et des exportations nationales de bœuf dans l'ensemble et que le Québec et la Colombie-Britannique consomment la majorité de leur propre production provinciale.

Parmi les autres facteurs, l'incidence à court terme d'un déplacement de la demande devrait être appréciable, comme le révèlent les paramètres estimés dans les variations du revenu disponible par habitant (ΔYC). Il reste que l'incidence de ces variations est complexe en Colombie-Britannique, les signes des paramètres étant différents dans deux décalages successifs. Les paramètres estimés dans les variations des prix du porc au détail (ΔRP) en tant que substitut font voir une incidence significative des changements de pente de la courbe de demande au détail. Les paramètres significatifs des valeurs fictives de mois sont l'indice d'une saisonnalité dans les cycles de prix au détail de la viande de bœuf qui varient selon les provinces. En Alberta, ces prix de détail ont tendance à augmenter en janvier et à diminuer en février et décembre. En Ontario, ils montent en juin et descendent en novembre, alors que, en Colombie-Britannique, ils sont généralement en hausse en août et en baisse en avril. Au Québec, ils ont également tendance à s'élever en août.

7.2 *Modèles des prix agricoles*

Le tableau 4 présente les résultats des tests de cointégration appliqués aux modèles des prix agricoles. Il révèle la présence d'au moins trois vecteurs en cointégration dans le modèle du Québec et d'au moins un dans celui de l'Ontario. Dans le modèle de l'Alberta, il y a un franc rejet de l'hypothèse nulle de l'absence de relation de cointégration (valeur p : 0,001), mais l'hypothèse nulle de la présence d'au plus une relation est rejetée au niveau de 9 %. Toutefois, la statistique de test d'Engle-Granger (-6,37 à 6 décalages; valeur p : 0,000) porte directement à croire que, dans le cas de la série des prix agricoles en Alberta, il existe une relation à long terme avec les autres variables du modèle. Enfin, dans le modèle de la Saskatchewan, l'hypothèse nulle de l'existence d'au plus une relation de cointégration est rejetée au niveau de 7 % lorsqu'on retranche du système d'équations les prix du porc au détail et l'indice du dénombrement des articles de journaux sur l'ESB. La statistique de test d'Engle-Granger (-5,17 à 6 décalages; valeur p : 0,029) révèle cependant l'existence d'une relation à long terme entre la série des prix agricoles en Saskatchewan et les autres variables, dont celles des prix du porc au détail et de l'indice de couverture médiatique de l'ESB.

Tableau 4
Statistiques de test de cointégration pour les variables des modèles des prix agricoles

Province	Série	Vecteur en cointégration	Valeur caractéristique[1]	H_0	Trace	V.C. 5 %
Alberta	FB_t^{AB}	1,0000	0,4225	*r = 0*	126,89**	104,94
	QB_t^{AB}	-0,2614	0,3369	*r = 1*	74,74	77,74
	IEC_t^{AB}	-0,0129	0,1690	*r = 2*	35,71	54,64
	FB_t^{US}	-0,8996	0,1195	*r = 3*	18,12	34,55
	YC_t^{AB}	-0,5325	0,0597	*r = 4*	6,03	18,17
	BS_t^{AB}	0,0026	0,0019	*r = 5*	0,18	3,74
Ontario	FB_t^{ON}	1,0000	0,4771	*r = 0*	162,85**	136,61
	QB_t^{ON}	0,0893	0,3329	*r = 1*	105,80*	104,94
	IEC_t^{ON}	-0,0189	0,3207	*r = 2*	70,18	77,74
	FB_t^{US}	-0,6160	0,2003	*r = 3*	36,16	54,64
	RP_t^{ON}	-2,7359	0,1217	*r = 4*	16,49	34,55
	YC_t^{ON}	-0,1628	0,0366	*r = 5*	5,07	18,17
	BS_t^{ON}	0,0026	0,0201	*r = 6*	1,78	3,74
Québec	FB_t^{QC}	1,0000	0,4441	*r = 0*	249,85**	136,61
	QB_t^{QC}	0,5460	0,3855	*r = 1*	174,69**	104,94
	PEC_t^{QC}	-0,0473	0,3680	*r = 2*	112,37**	77,74
	FB_t^{US}	-0,8360	0,1962	*r = 3*	53,63	54,64
	RP_t^{QC}	-0,6944	0,1105	*r = 4*	25,68	34,55
	WM_t^{QC}	0,4511	0,0493	*r = 5*	10,69	18,17
	BS_t^{QC}	0,0116	0,0324	*r = 6*	4,21	3,74
Saskatchewan	FB_t^{SK}	1,0000	0,3768	*r = 0*	92,40	104,94
	QB_t^{SK}	-0,0267	0,1610	*r = 1*	47,48	77,74
	IEC_t^{SK}	0,0171	0,1333	*r = 2*	30,80	54,64
	FB_t^{AB}	-1,1444	0,0953	*r = 3*	17,21	34,55
	RP_t^{SK}	-0,1678	0,0518	*r = 4*	7,70	18,17
	BS_t^{AB}	0,0012	0,0274	*r = 5*	2,64	3,74

Notes :
Les valeurs critiques à 5 % (v.c.) sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992). Les indices supérieurs * et ** désignent respectivement un niveau de signification à 5 % et à 1 %.
1. Les valeurs caractéristiques sont ordonnées de la plus haute à la plus basse.

Les vecteurs en cointégration au tableau 4 font voir les relations à long terme entre les prix de la production primaire de bovins de boucherie (FB) et d'autres variables des modèles. Les signes des vecteurs sont ceux qu'on prévoyait sauf pour les variables de quantité (QB) qui sont positives dans les modèles de l'Alberta et de la Saskatchewan (le signe change si le vecteur passe au côté droit de l'équation). L'Alberta et la Saskatchewan sont des exportateurs nets de bovins de boucherie et l'Ontario et le Québec, des importateurs nets. Ainsi, l'effet du côté de l'offre en Alberta et en Saskatchewan sera probablement supérieur à l'effet correspondant du côté de la demande. Le signe positif des vecteurs de quantité dans ces deux provinces peut s'interpréter comme la réaction des prix du côté de l'offre. Le signe négatif du vecteur de l'exportation (internationale) de bovins de boucherie (IEC) dans le modèle de la Saskatchewan s'expliquerait à son tour par des tendances opposées des prix agricoles et des quantités exportées à l'étranger dans cette province.

Dans les modèles de l'Alberta, de l'Ontario et du Québec, les vecteurs en cointégration des prix agricoles des bovins de boucherie (FB) aux États-Unis semblent indiquer pour cette variable une incidence positive à long terme qui est considérable sur les prix agricoles de ces provinces, mais les prix américains en production primaire n'ont aucun lien à long terme avec les prix agricoles en Saskatchewan. Le vecteur en cointégration pour les prix agricoles de l'Alberta dans le modèle de la Saskatchewan est négatif, indice d'une relation positive à long terme entre les prix agricoles dans ces deux provinces. À l'inverse, on ne constate pas que les prix agricoles de la Saskatchewan sont en cointégration dans le modèle des prix correspondants de l'Alberta. Cela accrédite la thèse selon laquelle la majeure partie des bovins de boucherie de la Saskatchewan sont exportés en Alberta où les producteurs exportateurs (Saskatchewan) sont preneurs de prix.

On peut également voir que la série des taux salariaux en transformation (WM) est en cointégration seulement dans le modèle du Québec. La relation négative de cette variable avec les prix agricoles corrobore notre analyse théorique à la section 2. L'effet préjudiciable (négatif) à long terme de l'ESB sur les prix agricoles nous est révélé par le signe positif des vecteurs de l'indice du dénombrement des articles de journaux sur l'ESB (BS)[12].

Nous estimons les MACE des prix agricoles en nous reportant aux relations de cointégration. Dans ces modèles, nous étudions l'asymétrie de rapidité d'adaptation des prix agricoles vers l'équilibre théorique à long terme. Par les statistiques de test pour les paramètres des phases positive et négative des termes de correction d'erreur $ECT^{+}(-1)$ et $ECT^{-}(-1)$, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'asymétrie dans tous les modèles provinciaux (tableau 5), mais les paramètres estimés dans le modèle de la Saskatchewan montreraient que les écarts positifs des prix agricoles par rapport à l'équilibre à long terme sont en adaptation relativement plus rapide que les écarts négatifs. Cela confirme que les producteurs de bovins de boucherie en Saskatchewan sont preneurs de prix sur le marché.

---

12. Les prix agricoles semblent les plus rudement touchés au Québec, mais la comparaison des résultats peut ne pas avoir sa place, car ils sont tirés d'indices différents de la couverture médiatique provinciale de l'ESB.

Tableau 5
Résultats des modèles asymétriques de correction d'erreur estimés pour les prix agricoles de la viande de bœuf

Alberta		Ontario		Québec		Saskatchewan	
Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*
ΔFB(-1)	0,5797 (7,96)	ΔFB(-1)	0,5853 (5,43)	ΔFB(-1)	0,6133 (3,27)	ΔFB(-1)	0,2247 (3,82)
ΔFB(-2)	-0,3996 (-6,74)	ΔFB(-2)	-0,4057 (-6,76)	ΔFB(-2)	-0,2503 (-3,27)	ΔFB(-3)	-0,2558 (-4,99)
ΔFB(-4)	0,2909 (4,53)	ΔFB(-3)	0,1227 (1,91)	ΔFB(-3)	-0,2282 (-2,75)	ΔFB(-6)	-0,2695 (-5,29)
ΔFB(-5)	-0,3858 (-6,77)	...	...	...	...	...	...
ΔQB(-1)	0,1925 (2,04)	ΔQB(-1)	-0,0302 (-1,22)	ΔQB	-0,1647 (-3,31)	ΔQB	-0,0709 (-3,66)
ΔIEC	0,0112 (4,19)	ΔIEC(-1)	0,0108 (4,13)	ΔPEC	0,0190 (1,79)	ΔIEC(-1)	-0,0136 (-4,13)
ΔFB^{US}	0,5102 (4,07)	ΔFB^{US}	0,4677 (4,20)	ΔFB^{US}	0,6935 (2,97)	...	...
ΔYC(-1)	3,1559 (2,51)	...	...	ΔFB^{US}(-4)	0,6996 (3,27)	ΔFB^{AB}	0,9021 (14,13)
ΔYC(-3)	-3,2886 (-2,41)	ΔYC(-11)	2,3353 (1,73)	ΔWM(-2)	-0,3596 (-1,65)	...	...
...	...	ΔRP(-6)	0,1496 (1,25)	ΔRP(-6)	0,3453 (1,39)	ΔRP(-10)	0,2552 (1,49)
ΔBS	-0,0025 (-3,77)	ΔBS(-2)	-0,0036 (-4,32)	ΔBS(-2)	-0,0051 (-3,63)	ΔBS^{AB}(-1)	-0,0023 (-3,16)
ΔBS(-1)	-0,0032 (-5,46)	ΔBS(-3)	-0,0016 (-1,85)	ΔBS(-3)	-0,0061 (-4,13)	...	...
ECT^{+}(-1)	-0,7153 (-4,89)	ECT^{+}(-1)	-0,6926 (-4,51)	ECT^{+}(-1)	-0,7464 (-3,52)	ECT^{+}(-1)	-0,4688 (-4,22)
ECT^{-}(-1)	-0,6090 (-3,37)	ECT^{-}(-1)	-0,8619 (-5,29)	ECT^{-}(-1)	-0,6220 (-2,70)	ECT^{-}(-1)	-0,2842 (-2,35)
MD1	0,0375 (2,18)	MD1	0,0262 (1,78)	MD1	-0,0753 -2,63)	MD5	0,0369 (2,05)
MD2	0,0260 (1,55)	MD10	-0,0412 (-2,75)	MD5	0,0458 (1,58)	MD10	-0,0332 (-1,78)
MD7	-0,0223 (-1,37)	...	...	MD6	0,0519 (1,87)	...	...
MD10	-0,0195 (-1,19)	...	...	MD10	-0,0515 (-1,93)	...	...

1. Les longueurs de décalage figurent entre parenthèses; l'absence de longueur indique que la variable n'est pas décalée. Les indices supérieurs plus (+) et moins (–) désignent respectivement des variations positives et négatives des termes de correction d'erreur (ECT).

Note : Variable dépendante : variations de ces prix (ΔFB)

La dynamique à court terme estimée montre que, en Alberta et en Ontario, les prix agricoles s'adaptent dans le même temps et en partie seulement aux variations des prix agricoles aux États-Unis. Au Québec toutefois, les prix agricoles s'adaptent plus qu'entièrement en l'espace de quatre mois aux variations américaines. Les paramètres estimés indiquent également que les prix agricoles en Saskatchewan s'adaptent aux variations des prix correspondants en Alberta dans le même temps et presque entièrement. Comme on peut le voir aux paramètres estimés des indices de couverture médiatique de l'ESB (ΔBS), l'incidence à court terme de l'ESB sur les prix agricoles est négative pour toutes les provinces productrices de bovins de boucherie et se présente avec des décalages moins longs et un ordre de grandeur supérieur si on la compare à l'incidence à court terme sur les prix de détail.

L'incidence à court terme de la quantité est positive et significative pour l'Alberta, négative et non significative pour l'Ontario et négative et significative pour le Québec et la Saskatchewan. Les paramètres dans les variables de déplacement de la demande comme les prix au détail des substituts et le revenu disponible par habitant sont positifs sauf dans le modèle de l'Alberta. Dans ce dernier, les signes des paramètres de la variable du revenu disponible par habitant varient selon qu'il s'agit du premier ou du troisième décalage et l'effet est nul en valeur nette. Nous estimons comme pour la relation à long terme que l'incidence à court terme des taux salariaux en transformation est négative dans le modèle du Québec.

Dans les valeurs fictives de mois, les paramètres indiquent que les prix agricoles ont tendance à monter en janvier et février en Alberta, en janvier en Ontario, en mai et juin au Québec et en mai en Saskatchewan. Ils descendent en juillet et octobre en Alberta, en octobre en Ontario, en janvier et octobre au Québec et en octobre en Saskatchewan.

7.3 *Modèle des prix de transformation*

Les données étant limitées, il est impossible de modéliser la transmission des prix entre les entreprises de production primaire et les entreprises de transformation au niveau provincial. Pour constater la contribution qu'apportent les prix agricoles provinciaux aux prix nationaux en transformation, nous effectuons un test de cointégration (tableau 6) avec la série nationale des prix de transformation, les séries de prix agricoles de l'Alberta, de la Saskatchewan, de l'Ontario et du Québec, la variable de la quantité de viande de bœuf entrant dans la chaîne d'approvisionnement au Canada et enfin l'indice de dénombrement des articles de journaux sur l'ESB[13]. L'hypothèse de l'absence de relation de cointégration est rejetée au niveau de signification de 1 % et celle de la présence d'au plus une relation de cointégration l'est au niveau de 10 %. Il faut aussi dire que les cinq premières valeurs caractéristiques sont considérables, d'où la conclusion que le rang de cointégration du système correspond à un.

13. D'autres séries de données comme celles des taux salariaux en transformation, de l'IPC de l'énergie et des prix américains en transformation ne contribuent pas à la relation de cointégration.

D'après les résultats, la série nationale des prix de transformation est en relation positive à long terme avec les prix agricoles en Ontario, en Alberta et en Saskatchewan (tableau 6)[14]. Les prix agricoles québécois ont cependant un lien négatif à long terme avec les prix nationaux de transformation. C'est peut-être que les prix agricoles des bovins de boucherie au Québec sont demeurés à leur plus bas niveau comparativement à ceux des trois autres provinces productrices de juin 2003 à juillet 2005; ils se sont légèrement rétablis en août 2005 pour se fixer un peu au-dessus des prix de la Saskatchewan.

Tableau 6
Statistiques de test de cointégration pour les variables du modèle des prix du bœuf en transformation

Série	Vecteur en cointégration	Valeur caractéristique[1]	H_0	Trace	V.C. 5 %
PB_t^{CA}	1.0000	0.4405	$r = 0$	151.60**	136.61
FB_t^{QC}	0.5135	0.3410	$r = 1$	100.49	104.94
FB_t^{ON}	-0.7819	0.2862	$r = 2$	63.79	77.74
FB_t^{SK}	-0.0151	0.1688	$r = 3$	34.13	54.64
FB_t^{AB}	-0.3540	0.1129	$r = 4$	17.86	34.55
QB_t^{CA}	0.2369	0.0600	$r = 5$	7.31	18.17
BS_t^{CA}	-0.0012	0.0211	$r = 6$	1.87	3.74

Notes :
Les valeurs critiques à 5 % (v.c.) sont tirées d'Osterwald-Lenum (1992). L'indice supérieur ** désigne un niveau de signification à 1 %.
1. Les valeurs caractéristiques sont ordonnées de la plus haute à la plus basse.

Le vecteur de quantité est positif, ce qui indique une relation négative à long terme entre les prix du bœuf en transformation et les quantités. Le vecteur de l'indice de dénombrement des articles de journaux sur l'ESB est cependant négatif (relation positive), ce qui laisse à penser que les prix de transformation ont bougé dans le même sens que l'indice.

Les résultats du MACE (tableau 7) rendent compte de la dynamique de l'adaptation à court terme des prix nationaux en transformation aux prix agricoles provinciaux. La statistique de test de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'asymétrie dans l'adaptation globale des prix de transformation aux hausses et aux baisses des prix agricoles dans les provinces qui produisent le plus de bovins de boucherie. L'asymétrie tant en ordre de grandeur qu'en rapidité de l'adaptation des prix

14. Un vecteur positif en cointégration implique une relation négative à long terme et vice versa.

de transformation à la montée et à la descente des prix agricoles ressort toutefois des paramètres estimés dans le cas de l'Ontario et du Québec.

Pour l'Alberta et la Saskatchewan, l'adaptation est jugée symétrique. Les estimations semblent aussi indiquer que les écarts positifs des prix de transformation par rapport à l'équilibre théorique à long terme sont en adaptation relativement plus rapide que les écarts négatifs. Entre autres, la quantité est d'une incidence négative et non significative et l'indice de dénombrement des articles de journaux sur l'ESB, d'un léger effet positif sur les prix de transformation. Nous ne constatons dans ce cas aucune saisonnalité de l'adaptation.

Tableau 7
Résultats du modèle asymétrique de correction d'erreur estimé pour les prix du bœuf en transformation

Variable[1]	*Estimation (statistique t)*	Variable[1]	*Estimation (statistique t)*
$\Delta PB(-1)$	0,2707 (2,32)	$\Delta FB^{AB+}(-1)$	0,3549 (3,86)
$\Delta FB^{QC+}(-3)$	0,2317 (2,55)	$\Delta FB^{AB-}(-1)$	0,3857 (3,84)
$\Delta FB^{QC-}(-6)$	0,1591 (1,99)	$\Delta QB^{CA}(-3)$	-0,0374 (-1,14)
$\Delta FB^{ON+}(-5)$	0,4578 (2,56)	$\Delta BS^{CA}(-4)$	0,0002 (1,71)
$\Delta FB^{ON-}(-7)$	0,1930 (1,50)	$ECT^{+}(-1)$	-0,7729 (-4,44)
$\Delta FB^{SK+}(-2)$	0,2291 (3,25)	$ECT^{-}(-1)$	-0,4673 (-2,49)
ΔFB^{SK-}	0,2513 (3,13)	...	...

1. Les longueurs de décalage figurent entre parenthèses; l'absence de longueur indique que la variable n'est pas décalée. Les indices supérieurs plus (+) et moins (–) désignent respectivement des variations positives et négatives des variables de l'évolution des prix agricoles de la viande de bœuf (ΔFB) et des termes de correction d'erreur (ECT).

Note : Variable dépendante : variations de ces prix (ΔPB)

8.0 Conclusions

Nous avons analysé la dynamique de la transmission des prix sur les marchés le long de la chaîne d'approvisionnement en bœuf, ainsi que l'incidence de l'ESB sur les prix de la viande de bœuf dans les provinces canadiennes. Nous avons estimé les modèles asymétriques de correction d'erreur (MACE) des prix de détail pour l'Alberta, la Colombie-Britannique, l'Ontario et le Québec, provinces à l'origine de la plus grande partie de la demande nationale. Nous avons également estimé les MACE des prix

agricoles pour les grandes provinces productrices de bovins de boucherie, à savoir l'Alberta, l'Ontario, le Québec et la Saskatchewan. Nous avons enfin estimé un MACE des prix de transformation en prenant les prix nationaux en transformation et les prix agricoles provinciaux des bovins de boucherie.

Les résultats indiquent que les prix de détail s'adaptent plus rapidement et relativement plus amplement aux augmentations qu'aux diminutions des prix de transformation. Ces derniers prix s'adaptent aussi de la même manière aux hausses des prix agricoles des bovins de boucherie en Ontario et au Québec. Toutefois, les prix de transformation ne sont pas dans l'ensemble d'une asymétrie significative dans leur adaptation en grandeur à la montée et à la descente des prix agricoles dans les provinces productrices. Nous estimons que l'incidence de l'ESB est très légère sur les prix de détail: l'effet est négatif dans le cas de l'Alberta et de l'Ontario et positif dans celui du Québec et de la Colombie-Britannique. L'incidence de l'ESB sur les prix de transformation a aussi été faible et positive. À l'inverse, il est évident que l'ESB a été d'une incidence négative marquée et soutenue sur les prix agricoles dans les provinces productrices de bovins de boucherie.

De ces résultats, nous tirons des conséquences générales. L'asymétrie pourrait découler d'imperfections des marchés de détail du bœuf au Québec, en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique. Des imperfections moins prononcées pourraient aussi exister sur les marchés de la transformation du bœuf. Pour analyser la présence et la forme des imperfections, il faut cependant une étude approfondie qui fait appel aux données provinciales sur les prix de transformation. Les chocs de l'offre dus à l'ESB influent négativement sur les prix agricoles tant à long terme qu'à court terme. L'effet des chocs de la demande sur les prix du bœuf est généralement appréciable et persistant. Quant aux chocs de l'offre, on voit que l'effet est modeste en général et, selon sa source, il se manifesterait à plus court terme ou encore persisterait plus longtemps.

On recueille deux fois par an les données des séries sur l'abattage des bovins de boucherie et on produit des données mensuelles en pondération fixe. Ainsi, les variations à court terme de la série ne sont pas aléatoires, bien que celle-ci puisse révéler une tendance à long terme. Il se peut donc que les réactions à court terme puissent ne pas refléter la réalité dans le cas des quantités de bœuf entrant dans la chaîne d'approvisionnement. L'absence de données sur les prix provinciaux en transformation vient aussi restreindre ce qui pourrait être une analyse complète de la transmission des prix entre les producteurs, les transformateurs et les détaillants. La concentration augmente au Québec dans le secteur de la transformation du bœuf et les transformateurs adoptent de plus en plus la pratique consistant à externaliser (par contrat) la production et l'acquisition de bovins. Pour que l'on puisse analyser l'incidence de ces facteurs sur les prix, il faudra étoffer les données s'y rapportant.

Remerciements

Les auteurs désirent remercier le Dr Rakhal Sarker, professeur agrégé au Département de l'économie des ressources, de l'alimentation et de l'agriculture de l'Université de Guelph, de ses précieuses suggestions en matière de modélisation et d'estimation. Ils remercient également Lori Anderson (Bibliothèque de Statistique Canada), Ron Morency et Danielle Gouin (Division des prix du même organisme), Estelle Perrault, Cindy Carter et Patrick Lemire (Division de l'agriculture) d'avoir fourni les données nécessaires.

Références

Agence canadienne d'inspection des aliments. Contexte descriptif de l'évaluation par le Canada des cas d'ESB détectés entre 2003 et 2005 en Amérique du Nord. 2006. http://www.inspection.gc.ca/

Bessler, D.A. A Time Series Analysis of Canadian Cattle and Beef Prices and Quantities Prior to and Following the May 2003 Discovery of BSE in the Canadian Cattle Herd. *Rapport final pour le Bureau de la concurrence* (en anglais seulement), février 2005.

Bureau de la concurrence Canada. Bureau de la concurrence termine son enquête sur les prix des bovins et du bœuf au Canada. 2005a. http://www.bureaudelaconcurrence.gc.ca.

Bureau de la concurrence Canada. Résumés d'études économiques préparées pour le Bureau de la concurrence dans le cadre de son enquête sur l'évolution des prix dans l'industrie des bovins et du bœuf avant et après l'apparition de l'ESB. 2005b. http://www.bureaudelaconcurrence.gc.ca

Département de l'Agriculture des États-Unis. Weights, Measures and Conversion Factors for Agricultural Commodities and Their Products. ERS, USDA. *Agricultural Handbook Number 697*, 1996.

Dickey, D.A., et W.A. Fuller. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74: 427-431.

Engle, R.F. et C.W.J. Granger. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 1987, 55: 251-276.

Gardner, B.L. The farm-retail spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 1975, 57: 399-409.

Goodwin, B. et M. Holt. Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 1999, 81(2): 630-637.

Granger, C.W.J. et T.H. Lee. Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 1989, 4: 135-159.

Granger, C.W.J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 1969, 37: 424-438.

Granger, C.W.J. Some recent developments in the concept of causality. *Journal of Econometrics*, 1988, 39:199-211.

Greene, W.H. *Econometric Analysis*, 5th edition, Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2003.

Houck, J.P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 1977, 59: 570-572.

Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 1991, 59: 551-1580.

Johansen, S. et K. Juselius. Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the ISLM model. *Journal of Econometrics*, 1994, 63(1): 7-36.

Johansen, S. Statistical analysis of co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12: 231-254.

Kinnucan, H.W. et O.D. Forker. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products. *American Journal of Agricultural Economics*, 1987, 69: 285-292.

Lloyd, T., S. McCorriston, W. Morgan, et T. Rayner. Food scares, market power and price transmission: the UK BSE crisis. *European Review of Agricultural Economics Advance Access*, mars 2006: 1-29.

Love, A. An Investigation of the Effects of BSE on the Canadian Cattle and Beef Markets. *Rapport pour le Bureau de la concurrence Canada* (en anglais seulement), 2005.

Organisation mondiale de la santé. Encéphalopathie spongiforme bovine, aide-mémoire n° 113, 2006. http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs113/fr/index.html

Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, 54(3): 461-472.

Pantula, S.G., G. Gonzalez-Farias, et W. A. Fuller. 1994. A comparison of unit-root test criteria. *Journal of Business and Economic Statistics*, (octobre 1994): 449-459.

Peltzman, S. Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(3): 466-502.

Rapsomanikis, G., D. Hallam et P. Conforti. « Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review and Applications » tiré de *Commodity Market Review 2003-2004*. Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, Rome, 2003.

Ward, R.W. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 1982, 62: 205-212.

Annexe A

La chaîne d'approvisionnement en bœuf se caractérise par une concentration de l'industrie de la transformation qui fabrique des produits et les vend à une industrie du détail également concentrée. On prétend souvent qu'une plus grande concentration peut amener les agents économiques à exercer un pouvoir de marché aux différents maillons de la chaîne d'approvisionnement. Le pouvoir de marché sous la forme d'oligopoles ou d'oligopsones peut agir sur les prix et donc concourir à l'asymétrie de leur transmission. Voici une analyse des effets de ce pouvoir commercial, sous ses formes et dans ses combinaisons diverses, sur les résultats de marché aux différents niveaux.

D'abord, nous considérons les imperfections probables du marché de détail. Dans une mesure du comportement des détaillants en oligopole, nous dérivons la courbe de revenu marginal perçu des détaillants, PMR_R, de la fonction de demande au détail à l'équation (3.3) :

$$PMR_R = a_0 - (1+\phi_R)a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X \,. \qquad \text{(A.1)}$$

où ϕ_R est l'indice de pouvoir des détaillants en oligopole. Une valeur $\phi_R = 0$ signifie que le marché de détail est concurrentiel, alors que $\phi_R = 1$ fait voir un monopole. Sur un marché de détail oligopolistique, la demande dérivée en transformation à l'équation (3.5) devient :

$$DD_R' = PMR_R - MC_R = a_0 - c_1 - (1+\phi_R)a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 W_R \,. \qquad \text{(A.2)}$$

Les détaillants peuvent aussi exercer un pouvoir en oligopsone sur le marché de gros, auquel cas la courbe de dépense marginale perçue des détaillants, PME_R, est dérivée de la fonction d'offre (coût marginal) du produit transformé à l'équation (3.6) :

$$PME_R = P_P + \varphi_R c_1 Q = b_0 + m_1 + (1+\varphi_R)b_1 Q + b_2 Z + m_2 W_P \,. \qquad \text{(A.3)}$$

où φ_R est l'indice de pouvoir des détaillants en oligopsone. Une valeur $\varphi_R = 0$ implique que les détaillants sont preneurs de prix sur le marché de gros, tandis que $\varphi_R = 1$ fait voir un monopsone.

La concentration dans l'industrie de la transformation peut également créer une situation où les transformateurs exercent un pouvoir en oligopole. Pour tenir compte d'une telle situation, nous tirons la fonction de revenu marginal perçu des transformateurs de la demande dérivée à l'équation (3.5), qui est la demande à laquelle doivent répondre ceux-ci. Ainsi, avec un indice d'oligopole en transformation ϕ_P, la courbe de revenu marginal perçu des transformateurs peut ainsi se formuler :

$$PMR_P = a_0 - c_1 - (1+\phi_P)a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 W_R \,. \qquad \text{(A.4)}$$

Toutefois, si les détaillants sont en oligopole, la demande à laquelle doivent répondre les transformateurs est la demande dérivée à l'équation (A.2), auquel cas cette fonction devient :

$$PMR_P' = a_0 - c_1 - (1+\phi_P)(1+\phi_R)a_1 Q + a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 W_R . \qquad \text{(A.4a)}$$

Il convient de noter que les paramètres ϕ_R et ϕ_P représentent respectivement les variations hypothétiques globales de la présence de détaillants et de transformateurs sur le marché de production et que, par conséquent, $\phi_R = \sum_i^n (\partial Q / \partial Q_i)$ et $\phi_P = \sum_i^n (\partial Q / \partial Q_i)$. Par ailleurs, les paramètres φ_P et φ_L représentent respectivement les variations hypothétiques globales de leur présence sur le marché des facteurs et, dans ce cas, $\varphi_R = \sum_i^n (\partial Q / \partial Q_i)$ et $\varphi_P = \sum_i^n (\partial Q / \partial Q_i)$. Les paramètres ϕ_R et ϕ_P servent d'indices d'oligopole et φ_R et φ_P, d'indices d'oligopsone. Par ces équations, nous dérivons un certain nombre de cas probables d'oligopole et d'oligopsone avec leurs effets sur les prix et les marges.

Détaillants en oligopole et en oligopsone

Nous dégageons les résultats de marché suivants en ayant posé que les détaillants peuvent exercer un certain pouvoir en oligopole sur le marché de détail et en oligopsone sur le marché de la transformation. On pose que les transformateurs et les agriculteurs sont preneurs de prix. L'équilibre se situe dans ce cas à l'intersection des équations (A.2) et (A.3) et, de là, on peut résoudre les équations de prix suivantes :

$$P_P = \frac{k + (\phi_R a_1 + \varphi_R b_1 + a_1) b_2 Z + b_1 (a_2 P_R^S + a_3 X - c_2 W_R - m_2 W_P)}{(1+\phi_R)a_1 + (1+\varphi_R)b_1}, \qquad \text{(A.5)}$$

où $k = b_0[(1+\phi_R)a_1 + (1+\varphi_R)b_1] + b_1 k$.

$$P_P = P_L + m_1 + m_2 W_P \qquad \text{(A.6)}$$

$$P_R = P_P + \frac{k' + c_2 W_R (a_1 + b_1) + (\phi_R a_1 + \varphi_R b_1)(a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 Z - m_2 W_P)}{(1+\phi_R)a_1 + (1+\varphi_R)b_1}, \qquad \text{(A.7)}$$

où $k' = (a_0 - b_0 - m_1)(\phi_R a_1 + \varphi_R b_1) + c_1 (a_1 + b_1)$.

Si l'industrie de détail est concurrentielle (sans oligopole ni oligopsone), l'équation (A.7) se ramène à $P_R = P_P + c_1 + c_2 W_R$.

S'il n'y a pas oligopsone des détaillants sur le marché de la transformation, le paramètre φ_R est nul. Si on veut représenter un marché de détail oligopolistique et un marché concurrentiel de la transformation, on se doit d'exclure le facteur $\varphi_R b_1$ aux numérateurs et aux dénominateurs des équations (A.5) et (A.7). À l'équation (A.7), des estimations significatives des paramètres en P_R^S, X, Z et W_P sont possibles seulement si un des paramètres de pouvoir de marché est significativement différent de zéro.

Détaillants et transformateurs en oligopole : oligopole bilatéral

En cas d'oligopole bilatéral, l'équilibre se situe à l'intersection des équations (3.6) et (A.4a). Le prix de détail est fonction de la demande au détail et les transformateurs fixent aux détaillants un prix qui est déterminé par la fonction de demande dérivée à l'équation (A.2). Les équations de prix obtenues sont les suivantes :

$$P_I = \frac{k + (a_1 + \phi_I a_1 + \phi_R a_1 + \phi_I \phi_R a_1) b_2 Z + b_1 (a_2 P_R^S + a_3 X - c_2 W_R - m_2 W_I)}{(1 + \phi_I)(1 + \phi_R) a_1 + b_1} . \qquad \text{(A.8)}$$

où $k = [(1 + \phi_I)(1 + \phi_R) a_1 + b_1] b_0 + b_1 k$.

$$P_I = P_I + \frac{k' + (\phi_I a_1 + \phi_I \phi_R a_1)(a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 Z - c_2 W_R) + (a_1 + b_1 + \phi_R a_1) m_2 W_I}{(1 + \phi_I)(1 + \phi_R) a_1 + b_1} . \qquad \text{(A.9)}$$

où $k' = \phi_I a_1 (2 + \phi_R) - \phi_R k + m_1 (a_1 + b_1)$.

$$P_R = P_I + \frac{k'' + [(a_1 + \phi_I a_1 + \phi_I \phi_R a_1) + b_1] c_2 W_R + \phi_R a_1 (a_2 P_R^S + a_3 X - b_2 Z - m_2 W_I)}{(1 + \phi_I)(1 + \phi_R) a_1 + b_1} . \qquad \text{(A.10)}$$

où $k'' = [(1 + \phi_I)(1 + \phi_R) a_1 + b_1] c_1 + \phi_R a_1 k$.

Les équations de prix de détail en (A.7) et (A.10) comportent le même jeu de variables du côté droit, dont les paramètres subissent l'influence des indices de pouvoir de marché. Les équations des prix de transformation en (A.6) et (A.9) sont toutefois différentes. À l'équation (A.6), le prix de transformation est égal au prix agricole et au coût de transformation. On s'attend par ailleurs à ce que les paramètres en P_R^S, X, Z et W_R à l'équation (A.9) soient significatifs en cas d'oligopole du marché de la transformation (ϕ_I est significativement différent de zéro). À noter que les équations (A.9) et (A.10) se ramènent respectivement à $P_I = P_I + m_1 + m_2 W_I$ et à $P_R = P_I + c_1 + c_2 W_R$ sur un marché concurrentiel.

Détaillants en oligopsone et transformateurs en oligopole : pouvoir de marché compensateur

Dans ce qui représente un scénario de pouvoir de marché compensateur (PMC), l'équilibre se situe à l'intersection des équations (A.3) et (A.4). Selon le pouvoir relatif de négociation des détaillants et des transformateurs, le prix des produits transformés se fixe à un point au-dessus du coût marginal des transformateurs et au-dessous de la demande dérivée. Pour que le traitement algébrique demeure simple, nous posons que le prix de transformation est arrêté par la fonction de revenu marginal perçu des transformateurs. On peut ainsi obtenir les prix et les équations qui suivent :

$$P_I = \frac{k + (\phi_P a_1 + \varphi_R b_1 + a_1)b_2 Z + b_1(a_2 P_R^N + a_3 X - c_2 W_R - m_2 W_P)}{(1+\phi_P)a_1 + (1+\varphi_R)b_1}. \qquad \text{(A.11)}$$

où $k = b_0[(1+\phi_P)a_1 + (1+\varphi_R)b_1] + b_1 k$.

$$P_P = P_I + \frac{k' + \varphi_R b_1(a_2 P_R^N + a_3 X - b_2 Z - c_2 W_R) + (a_1 + b_1 + \phi_P a_1)(m_2 W_P)}{(1+\phi_P)a_1 + (1+\varphi_R)b_1}. \qquad \text{(A.12)}$$

où $k' = (a_1 + b_1 + \phi_P a_1)m_1 + \varphi_R b_1(a_0 - b_0 - c_1)$.

$$P_R = P_P + \frac{k'' + (a_1 + b_1 + \varphi_R b_1)c_2 W_R + \phi_P a_1(a_2 P_R^N + a_3 X - b_2 Z - m_2 W_P)}{(1+\phi_P)a_1 + (1+\varphi_R)b_1}, \qquad \text{(A.13)}$$

où $k'' = c_1[(1+\phi_P)a_1 + (1+\varphi_R)b_1] + \phi_P a_1 k$.

Pour les prix de détail, les équations des scénarios de l'oligopole bilatéral et du pouvoir de marché compensateur sont semblables sauf pour les indices de pouvoir de marché, mais pour les prix de transformation, les signes attendus des paramètres en P_R^N, X, Z et W_R changeront probablement à l'équation (A.9), mais sans le faire à l'équation (A.12)[15]. S'il n'y a pas de pouvoir de marché compensateur, les équations (A.12) et (A.13) se ramènent respectivement à $P_P = P_I + m_1 + m_2 W_P$ et à $P_R = P_P + c_1 + c_2 W_R$.

15. Le paramètre a_1 est négatif et b_1, ϕ et φ sont positifs par définition. Le dénominateur serait lui aussi positif, car la réaction du côté de l'offre devrait être supérieure à la réaction du côté de la demande. Si ϕ est significativement différent de zéro à l'équation (A.9), sa multiplication par a_1 produirait une valeur négative.

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 1	(21-601-MPE1980001)	**Description de la méthode Theil de prévision de l'erreur quadratique moyenne pour la statistique agricole (1980)**. Stuart Pursey
N° 3	(21-601-MPE1981003)	**Examen du Projet de l'estimation du bétail et recommandations de mesures à prendre (1981)**. Bernard Rosten et Elizabeth Leckie
N° 4	(21-601-MPE1984004)	**Le secteur canadien des oléagineux : vue d'ensemble (1984)**. Glenn Lennox
N° 5	(21-601-MPE1984005)	**Analyse préliminaire de la contribution des paiements directs du gouvernement dans le revenu agricole net réalisé (1984)**. Lambert Gauthier
N° 6	(21-601-MPE1984006)	**Les caractéristiques des exploitants entrant en agriculture et leurs entreprises au sud de l'Ontario pour la période 1966 à 1976 (1984)**. Jean B. Down
N° 7	(21-601-MPE1984007)	**Sommaire des programmes d'aide à la production agricole aux États-Unis (1984)**. Allister Hickson
N° 8	(21-601-MPE1984008)	**Intensité de la pratique de la jachère dans les Prairies : Une analyse des données du recensement de 1981 (1984)**. Les Macartney
N° 9	(21-601-MPE1985009)	**Évolution de la structure du secteur porcin au Canada (1985)**. Mike Shumsky
N° 10	(21-601-MPE1986010)	**Révisions au traitement des loyers de maisons imputés dans les comptes de fermes canadiennes, 1926-1979 (1986)**. Mike Trant
N° 11	(21-601-MPE1992011)	**L'estimateur par le quotient : explication intuitive et utilisation pour estimer les variables agricoles (1992)**. François maranda et Stuart Pursey
N° 12	(21-601-MPE1991012)	**L'effet de la distortion géographique causée par la règle de l'emplacement (1991)**. Rick Burroughs
N° 13	(21-601-MPE1991013)	**La qualité des données agricoles : forces et faiblesses (1991)**. Stuart Pursey
N° 14	(21-601-MPE1992014)	**Autres cadres d'examen des données rurales (1992)**. A.M. Fuller, Derek Cook et Dr. John Fitzsimons
N° 15	(21-601-MPE1993015)	**Tendances et caractéristiques relatives aux régions rurales et aux petites villes du Canada (1993)**. Brian Bigs, Ray Bollman et Michael McNames
N° 16	(21-601-MPE1992016)	**La microdynamique et l'organisation économique de la famille agricole dans le changement structurel en agriculture (1992)**. Phil Ehrensaft et Ray Bollman
N° 17	(21-601-MPE1993017)	**Consommation de céréales et de graines oléagineuses par le bétail et la volaille, Canada et provinces, 1992**. Section du bétail et des produits d'origine animale
N° 18	(21-601-MPE1994018)	**Changements structurels dans le domaine agricole - Étude comparative des tendances et des modèles observés au Canada et aux États-Unis**. Ray Bollman, Leslie A. Whitener et Fu Lai Tung
N° 19	(21-601-MPE1994019)	**Revenu total de la famille agricole selon le type d'exploitation et la taille de celle-ci, et selon la région, en 1990 (1994)**. Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piétro et Kim O'Connor
N° 20	(21-601-MPE1991020)	**L'adaptation dans le secteur agricole au Canada (1994)**. George McLaughlin
N° 21	(21-601-MPE1993021)	**Microdynamique de la croissance et de la décroissance des exploitations agricoles : une comparaison Canada - États-Unis**. Fred Gale et Stuart Pursey
N° 22	(21-601-MPE1992022)	**Les structures des gains des ménages agricoles en Amérique du Nord - Positionnement pour la libéralisation des échanges**. Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman et Blaine Calkins
N° 23	(21-601-MPE1992023)	**Secteur de la pomme de terre : comparaison entre le Canada et les États-Unis**. Glenn Zepp, Charles Plummer et Barbara McLaughlin
N° 24	(21-601-MPE1994024)	**Étude comparative des données américaines et canadiennes sur la structure des fermes**. Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener et Ray Bollman
N° 25	(21-601-MPE1994025)	**Méthodes statistiques de la Sous-section de la commercialisation des grains, document de travail, version 2**. Karen Gray
N° 26	(21-601-MPE1994026)	**Rendement des exploitations agricoles : Estimations établies à partir de la base de données complètes sur les exploitations agricoles**. W. Steven Danford
N° 27	(21-601-MPE1994027)	**La mesure de l'emploi touristique dans les régions rurales**. Brian Biggs

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 28*	(21-601-MIF1995028)	**Délimitation de l'écoumène agricole canadien de 1991**, Timothy J. Werschler
N° 29	(21-601-MPF1995029)	**Étude cartographique de la diversité des économies rurales : une typologie préliminaire du Canada rural**, Liz Hawkins
N° 30*	(21-601-MIF1996030)	**Structure et tendances de l'emploi rural au Canada et dans les pays de l'OCDE**, Ron Cunningham et Ray D. Bollman
N° 31*	(21-601-MIF1996031)	**Une nouvelle approche pour les régions autres que les RMR/AR**, Linda Howatson-Leo et Louise Earl
N° 32	(21-601-MPF1996032)	**L'emploi dans l'agriculture et ses industries connexes en région rurale : structure et changement 1981-1991**, Sylvain Cloutier
N° 33*	(21-601-MIF1998033)	**Exploiter une ferme d'agrément - pour le plaisir ou le profit?**, Stephen Boyd
N° 34*	(21-601-MIF1998034)	**Utilisation de la technologie d'imagerie documentaire dans le recensement canadien de l'agriculture de 1996**, Mel Jones et Ivan Green
N° 35*	(21-601-MIF1998035)	**Tendances de l'emploi au sein de la population active non métropolitaine**, Robert Mendelson
N° 36*	(21-601-MIF1998036)	**La population des milieux ruraux et des petites villes s'accroît pendant les années 90**, Robert Mendelson et Ray D. Bollman
N° 37*	(21-601-MIF1998037)	**La composition des établissements commerciaux dans les petites et les grandes collectivités du Canada**, Robert Mendelson
N° 38*	(21-601-MIF1998038)	**Le travail hors ferme des exploitants de fermes de recensement : Aperçu de la structure et profils de mobilité**, Michael Swidinsky, Wayne Howard et Alfons Weersink
N° 39*	(21-601-MIF1999039)	**Le capital humain et le développement rural : quels sont les liens?**, Ray D. Bollman
N° 40*	(21-601-MIF1999040)	**Utilisation de l'ordinateur et d'Internet par les membres des ménages ruraux**, Margaret Thompson-James
N° 41*	(21-601-MIF1999041)	**Les cotisations aux REER des producteurs agricoles canadiens en 1994**, Marco Morin
N° 42*	(21-601-MIF1999042)	**Intégration des données administratives et des données d'enquête de recensement**, Michael Trant et Patricia Whitridge
N° 43*	(21-601-MIF2001043)	**La dynamique du revenu et de l'emploi dans le Canada rural : le risque de la pauvreté et de l'exclusion**, Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister et Alfons Weersink
N° 44*	(21-601-MIF2001044)	**Migration des jeunes ruraux entre 1971 et 1996**, Juno Tremblay
N° 45*	(21-601-MIF2001045)	**Évaluation du bien-être économique des Canadiens ruraux au moyen d'indicateurs de revenu**, Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James et Ray D. Bollman
N° 46*	(21-601-MIF2001046)	**Tendances géographiques du bien-être socioéconomique des collectivitées des Premières nations**, Robin P. Armstrong
N° 47*	(21-601-MIF2001047)	**Répartition et concentration des animaux de ferme au Canada**, Martin S. Beaulieu
N° 48*	(21-601-MIF2001048)	**Élevage intensif des animaux de ferme : la taille de l'exploitation a-t-elle son importance?**, Martin S. Beaulieu
N°49*	(21-601-MIF2001049)	**La statistique agricole au service du développement rural**, Ray D. Bolllman
N°50*	(21-601-MIF2001050)	**Situation relative à l'emploi dans les régions rurales et les petites villes : Structure par industrie**, Roland Beshiri et Ray D. Bolllman
N°51*	(21-601-MIF2001051)	**Le temps passé au travail : Comment les agriculteurs jonglent avec leur temps et incidences sur le revenu familial total**, Sylvain Cloutier
N°52*	(21-601-MIF2001052)	**Le profil des producteurs de maïs-grain et de soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario**, Bernard Hategekimana
N°53*	(21-601-MIF2002053)	**Intégration des marchés des bovins du Canada et des États-Unis**, Rita Athwal
N°54*	(21-601-MIF2002054)	**Maïs-grain et soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario en 2000 et 2001**, Bernard Hategekimana

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°55*	(21-601-MIF2002055)	**Tendances migratoires récentes dans les régions rurales et petites villes du Canada**. Neil Rothwell et autres
N°56*	(21-601-MIF2002056)	**Rendement du secteur du commerce de détail des aliments dans la chaîne agroalimentaire**. David Smith et Michael Trant
N°57*	(21-601-MIF2002057)	**Caractéristiques financières des entreprises acquises dans l'industrie alimentaire canadienne**. Martin S. Beaulieu
N°58*	(21-601-MIF2002058)	**Structure des échanges provinciaux**. Marjorie Page
N°59*	(21-601-MIF2002059)	**Analyse de la rentabilité dans le secteur de la transformation des aliments au Canada**. Rick Burroughs et Deborah Harper
N°60*	(21-601-MIF2002060)	**La diversification du monde rural**. Marjorie L. Page
N°61*	(21-601-MIF2002061)	**Définitions de « rural »**. Valerie du Plessis et autres
N°62*	(21-601-MIF2003062)	**Profil géographique des animaux de ferme au Canada, 1991-2001**. Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
N°63*	(21-601-MIF2003063)	**Disparité infraprovinciale des revenus au Canada : Données de 1992 à 1999**. Alessandro Alasia
N°64*	(21-601-MIF2003064)	**Les économies et le commerce agricoles Canada-Mexique : des relations nord-américaines plus étroites**. Verna Mitura et autres
N°65*	(21-601-MIF2003065)	**Adoption de technologies informatiques par les entreprises agricoles canadiennes : analyse fondée sur le Recensement de l'agriculture de 2001**. Jean Bosco Sabuhoro et Patti Wunsch
N°66*	(21-601-MIF2004066)	**Facteurs d'utilisation d'Internet à la maison au Canada, 1998 à 2000**. Vik Singh
N°67*	(21-601-MIF2004067)	**Cartographie de la diversité socioéconomique du Canada rural : Une analyse multidimensionnelle**. Alessandro Alasia
N°68*	(21-601-MIF2004068)	**Incidence de l'investissement direct étranger sur le secteur agroalimentaire : analyse empirique**. W.H. Furtan et J.J. Holzman
N°69*	(21-601-MIF2004069)	**Le secteur canadien des bovins de boucherie et les répercussions de l'ESB sur le revenu des familles agricoles**. Verna Mitura et Lina Di Piétro
N°70*	(21-601-MIF2004070)	**Mesure de la concentration dans les industries de transformation des aliments**. Darryl Harrison et James Rude
N°71*	(21-601-MIF2004071)	**Tendances de l'activité liée au travail autonome non agricole chez les femmes des régions rurales**. Valerie du Plessis
N°72*	(21-601-MIF2004072)	**Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada**. Andy Baldwin
N°73*	(21-601-MIF2005073)	**L'incidence de l'urbanisation sur l'adoption des systèmes de gestion de l'environnement dans l'agriculture canadienne**. Udith Jayasinghe-Mudalige, Alfons Weersink, Brady Deaton, Martin Beaulieu et Mike Trant
N°74*	(21-601-MIF2005074)	**Facteurs favorisant la mise en œuvre des meilleures pratiques de gestion du fumier dans les exploitations porcines**. Diep Le et Martin S. Beaulieu
N°75*	(21-601-MIF2005075)	**La compétitivité de l'industrie de la transformation de la volaille au Canada**. Hao et autres
N°76*	(21-601-MIF2005076)	**Compétences, innovation et croissance : Les questions clés du développement rural et territorial – Survol de la documentation**. Alessandro Alasia
N°77*	(21-601-MIF2006077)	**Profil géographique de la production de fumier au Canada, 2001**. Nancy Hofmann et Martin S. Beaulieu
N°78*	(21-601-MIF2006078)	**Facteurs influant sur l'innovation en biotechnologie au Canada : analyse des données de l'Enquête sur l'utilisation et le développement de la biotechnologie de 2001**. Daryl van Moorsel, J.A.L. Cranfield et David Sparling
N°79*	(21-601-MIF2006079)	**Analyse du financement de l'innovation et de la commercialisation des aliments fonctionnels et des nutraceutiques dans le secteur canadien**. John Cranfield, Deepananda Herath, Spencer Henson and Dave Sparling
N°80*	(21-601-MIF2006080)	**Impact des caractéristiques des exploitations porcines sur leur succès financier**. Véronique Maltais

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (fin)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°81*	(21-601-MIF2006081)	**Le chevauchement démographique de l'agriculture et du milieu rural**. Ray. D. Bollman
N°82*	(21-601-MIF2006082)	**Les collectivités du Nord de l'Ontario : diversification, spécialisation et croissance économiques**. Ray D. Bollman, Roland Beshiri et Verna Mitura.
N°83*	(21-601-MIF2007083)	**Les facteurs stimulant l'économie rurale canadienne**. Ray D. Bollman
N°84*	(21-601-MIF2007084)	**Facteurs de risque associés aux blessures à la ferme au Canada**. Véronique Maltais
N°85*	(21-601-MIF2007085)	**Décisions de travailler hors ferme des exploitants agricoles canadiens en 2001 : rôle des déterminants individuels, de la ferme, du milieu et de la région**. Alessandro Alasia, Ray D. Bollman, Alfons Weersink et John Cranfield
N°87*	(21-601-MIF2007087)	**Estimation de la quantité d'eau utilisée à des fins agricoles en 2001**. Martin S. Beaulieu, Caroline Fric et François Soulard
N°88*	(21-601-MIF2007088)	**Un indice de la vulnérabilité des collectivités : cadre conceptuel et application aux variations de la population et de l'emploi**. Alessandro Alasia, Ray Bollman, John Parkins et Bill Reimer
N°89*	(21-601-MIF2007089)	**Utilisation de pesticides et pratiques de lutte antiparasitaire des pomiculteurs canadiens**. Martin S. Beaulieu, Tim MacDonald, Charles Benbrook et Pierre Mineau
N°90*	(21-601-MIF2007090)	**Structure et évolution de la démographie rurale du Canada : Mise à jour jusqu'en 2006 incluant les données détaillées par province**. Ray D. Bollman et Heather A. Clemenson